

THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES ÉCONOMIQUES

Le report de l'âge de la pension est-il un instrument efficace pour stimuler l'emploi des seniors ?

Dubois, Bénédicte

Award date:
2019

Awarding institution:
Université de Namur

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.



EFASM403/009 Séminaire d'Analyse des Données / Mémoire de Fin d'Études

Master en Sciences Économiques et de Gestion

Année Académique 2018-2019

**Le report de l'âge de la pension est-il un
instrument efficace pour stimuler l'emploi
des seniors ?**

DUBOIS Bénédicte

Directeur de mémoire : Jean-Yves GNABO

Titulaire : Professeur Jean-Yves Gnabo

Assistants : Doux Baraka Kusinza, Auguste Debroise, François-Xavier Ledru

Remerciements

Nous tenons à remercier Monsieur Gnabo, professeur d'économétrie, pour nous avoir initiées à cette discipline et sans qui ce travail n'aurait pu aboutir. Nos remerciements se portent également vers Messieurs Debroye et Ledru, pour leurs précieux conseils et leur accessibilité. Enfin, nous remercions l'ensemble des membres du projet SHARE pour la mise à disposition des données d'enquête.

Table des matières

Remerciements	1
Table des matières	2
1. Introduction	4
2. Revue de la littérature.....	6
2.1. L'offre de travail : les déterminants individuels de l'emploi	6
2.2. La demande de travail.....	7
2.3. Les bases de données	8
3. Présentation des données	9
3.1. Source des données	9
3.2. Les variables	9
3.2.1. La variable endogène.....	9
3.2.2. Les variables exogènes	9
3.2.3. La variable d'intérêt premier : la distance à la sortie	10
3.3. Nettoyage des données.....	11
3.3.1. Statistiques descriptives : description de l'échantillon.....	11
3.3.2. Analyse des coefficients de corrélation de Bavay Pearson	12
4. Présentation du modèle.....	13
4.1. Modèle économique.....	13
4.2. Modèle statistique	14
5. Résultats	16
5.1. Analyse des indicateurs de qualité du modèle	16
5.1.1. Evaluation de la significativité globale du modèle.....	16
5.1.2. L'ajustement du modèle	17
5.2. Tests de restriction : le test de Wald	19
5.3. Analyse de la significativité et des effets marginaux.....	19
5.3.1. La variable d'intérêt premier : distance à la sortie	20
5.3.2. Les variables sociodémographiques	21
5.3.3. Les variables contextuelles.....	22
5.3.4. Les variables relatives à l'état de santé	22
5.4. Robustesse	23
5.5 Implication managériale et politique de nos résultats pour la Belgique.....	24
6. Conclusion	26
Bibliographie	28

Articles de revues :	28
Livres :	30
Lexique :	30
Table des matières des annexes	31

1. Introduction

Le vieillissement de la population et le recul de l'âge de la pension sont des sujets d'actualité, en Belgique mais également dans l'ensemble des pays membres de l'Union Européenne (Sanderson, 2015 ; Martin, 2017). L'augmentation de l'espérance de vie et la baisse du taux de natalité ont modifié la forme et l'équilibre de la pyramide des âges. Ainsi, le nombre de personnes âgées au sein de la population augmente, tandis que la population active diminue. Parallèlement à ce phénomène, nous avons également assisté jusque dans les années 2000, à une importante diminution du taux d'emploi des seniors. Ce constat s'annonçait peu prometteur et menace toujours la pérennité du système de financement des pensions. En effet, comment financer les pensions des seniors dont le nombre ne cesse de croître, lorsque le nombre d'actifs sur le marché du travail ne cesse de diminuer ?

Face à cette situation, les pays européens ont décidé d'agir. Ils se sont fixé pour objectif d'atteindre un taux d'emploi de 50% pour les 55-64 ans en 2020. Cet objectif reflète la pression exercée pour maintenir les travailleurs âgés à l'emploi. Ainsi, de nombreux dispositifs ont été mis en place et le recul de l'âge légal de la pension s'inscrit notamment dans cette perspective. Dans ce cadre, notre question de recherche : « Le report de l'âge de départ à la pension est-il un instrument efficace pour stimuler l'emploi des seniors ? », prend tout son sens.

Des recherches antérieures (Hairault, Langot, Sopraseuth & Blanchet, 2006) ont montré que la distance jusqu'à la pension, également nommée « distance à la sortie¹ », a un impact positif et statistiquement significatif sur la probabilité d'occuper un emploi. Une législation en matière de pension et marché du travail, visant à retarder la date de sortie de la vie active, pourrait donc aider à accroître le taux d'emploi des seniors. Dans la littérature économique, ce comportement est connu sous le nom « d'effet horizon » (Aubert, 2012). D'autres facteurs économique (taux de remplacement²) ou monétaire (le montant des pensions), influent sur la probabilité de prendre sa pension anticipativement (Debrand, 2009 ; Blanchet & Debrand, 2007). Des études empiriques analysent également l'influence des caractéristiques individuelles comme la santé (Currie & Madrian, 1999) et le niveau d'éducation (Becker, 1964) sur les chances des seniors d'occuper un emploi. L'objectif de cette étude est d'analyser la situation sur le marché du travail et d'identifier les facteurs déterminants de la participation à l'emploi des travailleurs âgés et leurs rôles respectifs. En particulier, nous cherchons à savoir si le report de l'âge légal de la retraite est un instrument efficace pour augmenter l'emploi des seniors.

Nous investiguerons ce lien grâce à une variable mesurant la distance à la sortie. Notre analyse s'appuie sur des données récentes de 2015 provenant de l'enquête SHARE. Ces données sont complétées avec des données institutionnelles, issues de la base de données de l'Organisation de coopération et de développement économiques. L'échantillon contient 13.567 observations et porte sur 17 pays européens. Nous commencerons par parcourir la littérature existante sur le sujet. Nous utiliserons un modèle logit afin d'étudier la probabilité pour les seniors d'occuper un emploi. Ensuite, nous décrirons les données utilisées et présenterons les variables sélectionnées. Puis, nous présenterons le modèle économétrique qui permettra de répondre à notre question de recherche. Nous discuterons de la qualité du modèle mais également des différents tests de spécification mis en place. Nous interpréterons les résultats obtenus et les comparerons à ceux des recherches antérieures. La fiabilité des

¹ La distance à la sortie est la différence entre l'âge de l'individu au moment de l'enquête et l'âge estimé de son départ à la retraite.

² Le taux de remplacement est le pourcentage de son ancien revenu que l'on perçoit une fois arrivé à la retraite.

résultats sera abordée dans la section robustesse. Une section sera dédiée aux implications managériales et politiques que de tels résultats peuvent entraîner pour la Belgique. Nous terminerons par une conclusion et une ouverture aux recherches futures.

2. Revue de la littérature

2.1. L'offre de travail : les déterminants individuels de l'emploi

Dans la littérature économique relative à l'emploi des travailleurs âgés, un courant dominant s'intéresse à **l'offre de travail**. Ces études **analysent les déterminants individuels de l'emploi** et utilisent majoritairement des **modèles probabilistes** (Hairault, Langot, Sopraseuth & Blanchet, 2006 ; Benallah, Duc & Legendre, 2008).

Une partie de cette littérature est consacrée aux éléments qui figurent dans le calcul des droits à la pension et des incitations monétaires qui en découlent. Le faible taux d'emploi des seniors résulte en partie des politiques d'emploi menées dans les années 80 et 90 par la plupart des pays européens. Elles ont encouragé les travailleurs âgés à se retirer anticipativement du marché du travail afin de laisser place aux jeunes chômeurs. On parle du « *syndrome des pré-retraites* » (d'Autume, 2010). Certains chercheurs (Debrand, 2009 ; Blanchet & Debrand, 2007) analysent le lien entre **la probabilité de souhaiter prendre sa pension anticipativement** et des **facteurs économiques**, tel que le taux de remplacement. Ils analysent également l'influence **des facteurs monétaires**, tel que le montant des pensions, sur les chances des seniors d'occuper un emploi. Il en ressort qu'**une allocation de pension généreuse ainsi qu'un taux de remplacement élevé favorisent une sortie précoce de la vie active**. Dans la fonction d'utilité, le départ à la retraite génère une perte de revenu et un gain d'utilité lié à un plus grand temps de loisir. L'individu prendra sa retraite lorsque les gains surpassent les coûts (Hairault, Langot & Sopraseuth, 2006).

D'autres travaux empiriques analysent également le lien entre **la probabilité d'occuper un emploi et les caractéristiques individuelles des individus**. Parmi les résultats, l'état de santé apparaît statistiquement significatif et exerce un rôle dominant dans le maintien en emploi des travailleurs âgés (Currie & Madrian, 1999). **Une mauvaise santé diminue la probabilité d'occuper un emploi** et favorise un retrait anticipé du marché du travail. Toutefois, plusieurs auteurs (Blanchet & Debrand, 2007) soulignent la présence d'un risque de double causalité entre l'emploi et la santé. De mauvaises conditions de travail, pénibles, voir stressantes, peuvent être nuisibles à la santé. De même, une mauvaise santé peut rendre un travail plus difficile et conduire un individu à quitter anticipativement la vie active (Barnay & Debrand, 2006).

Ces études soulignent également l'importance de l'éducation. **Le niveau d'éducation des individus a un effet positif et statistiquement significatif sur l'emploi** (Laurent, 2001). Selon la théorie du capital humain (Becker, 1964 ; Gleize, 2000), la formation est un facteur clef de succès sur le marché de l'emploi.

Ces travaux empiriques insistent aussi sur l'importance de l'âge en termes de perspective d'emploi. Les individus accumulent de l'expérience et **l'âge exerce un effet favorable et statistiquement significatif sur la probabilité d'occuper un emploi**. Toutefois, élevée au carré, cette variable apparaît avec un signe négatif, ce qui indique que l'effet de l'âge sur la probabilité d'avoir un emploi **est positif jusqu'à un certain seuil, où l'effet devient négatif**. La relation entre les deux est concave.

En plus de la santé, des auteurs mettent en avant la **qualité de l'emploi occupé** et la **compatibilité du travail avec les engagements personnels et familiaux** qui semblent peser

dans la décision des travailleurs de mettre fin anticipativement à leur carrière professionnelle (Vendramin & Valenduc, 2013 ; Molinié, Gaudart & Pueyo, 2012).

Au niveau des données contextuelles, le nombre de personnes qui composent le ménage (vivre en couple, avoir des enfants) a un effet statistiquement significatif sur la participation à l'emploi. Cet effet est différent selon le genre. Il est positif pour les hommes et négatif pour les femmes. Certains auteurs (Debrand & Sirven, 2009) avancent également l'idée que le fait de vivre en couple, inciterait les individus à se coordonner sur la date de leur départ à la pension. Un individu dont le conjoint a anticipé son départ à la retraite pourrait être incité à faire de même.

Une autre branche de la littérature analyse le lien entre la législation des pensions et le marché du travail en mettant en avant un effet de distance à la sortie ou de distance à l'entrée. La **distance à la sortie** est définie comme la **différence entre l'âge** de l'individu au moment de l'enquête **et l'âge estimé du départ à la pension**. Hairault, Langot, Sopraseuth & Blanchet (2006), analysent le **lien entre cette variable et la probabilité d'occuper un emploi**. La **relation** entre les deux est **positive et statistiquement significative**. La conclusion est que, plus les individus vieillissent, plus l'horizon de la pension se rapproche, plus l'effet de distance à la sortie est important et les chances d'occuper un emploi diminuent. Lorsque la vie active d'un individu touche à sa fin, les employeurs et les travailleurs s'investissent de moins en moins dans le processus d'emploi. Quel est l'intérêt d'engager et de former un travailleur dont on se séparera très vite ? De même, pourquoi un chômeur âgé s'efforcerait-il de chercher activement un emploi si la date de sa pension approche à grand pas ? Ce comportement est appelé « effet horizon » (Aubert, 2012). L'idée mise en avant par les auteurs est qu'il est primordial d'agir sur l'âge légal de la pension pour relever le taux d'emploi des seniors.

D'autres auteurs, comme Benallah, Duc & Legendre (2008), montrent que la distance à la sortie pourrait retracer un effet de « distance à l'entrée³ ». Reculer l'âge de la pension pourrait être sans effet sur l'emploi car **l'expérience professionnelle des individus a un impact négatif sur la probabilité d'occuper un emploi à partir d'un certain âge**. Les personnes qui ont commencé à travailler tôt sont généralement moins éduquées et exercent des métiers plus pénibles. La perte d'utilité liée au travail augmente avec la durée de la carrière professionnelle, reflétant l'usure des travailleurs. Même si **l'effet de la distance à l'entrée sur le taux d'emploi est négatif et statistiquement significatif**, Benallah, Duc & Legendre (2008) affirment qu'il est difficile d'identifier les contributions respectives de la distance à la sortie et de la distance à l'entrée sur la probabilité des seniors d'occuper un emploi.

2.2. La demande de travail

Un autre courant de la littérature analyse la **demande de travail** qui émane des entreprises pour expliquer le taux d'emploi des seniors. Cette faible demande peut s'expliquer par trois phénomènes : la diffusion massive des nouvelles technologies, la baisse du ratio productivité – coût salarial et la discrimination à l'encontre des travailleurs âgés.

Le progrès technologique, l'innovation au niveau des processus organisationnels mais aussi une pression concurrentielle de plus en plus forte au sein des firmes, accélèrent

³ La distance à l'entrée est la différence entre l'âge auquel un individu a commencé à travailler et l'âge de l'individu au moment de l'enquête.

l'obsolescence de la main d'œuvre (Aubert, Caroli & Roger, 2006). Face à ce constat, beaucoup se sont posé la question de la capacité d'adaptation des travailleurs âgés. En 2006, Ananian, Aubert & Behaghel (2006), modélisent, par les moindres moments généralisés, l'impact des innovations technologiques et organisationnelles sur le stock emploi des entreprises. Les résultats de l'étude montrent que **la technologie a un impact négatif sur l'emploi des seniors**. Les entreprises les plus innovantes emploient moins de travailleurs âgés, peu importe le niveau de formation. Toutefois, les auteurs insistent sur le fait que le lien de causalité entre le progrès technologique et l'emploi est complexe. Il dépend à la fois des caractéristiques spécifiques aux entreprises et de celles spécifiques aux travailleurs. Pour cette raison, il n'est pas clairement établi au niveau empirique.

La question de l'employabilité des seniors nécessite également de s'intéresser au triangle âge-productivité-coût salarial. Les analyses graphiques de nombreux travaux empiriques (Vandenberghe, 2013 ; Crépon, Deniau & Perez-Duarte, 2003) montrent que la relation entre l'âge et la productivité est une courbe en cloche : la productivité croît généralement jusqu'à la tranche d'âge 35- 40 ans, et puis décroît aux alentours de 50 ans. **L'âge a un effet négatif sur la productivité des seniors**. Quant au salaire, il croît avec l'âge selon la théorie de Lazear⁴ reprise par Ballot (1992). Une augmentation de la part des travailleurs âgés au sein d'une firme engendre une **détérioration significative du ratio productivité-coût salarial**. Le coût salarial élevé des seniors préoccupe les employeurs et constitue un obstacle à leur emploi.

Enfin, plusieurs études ont montré que l'âge des individus représentait un critère de sélection décisif sur le marché du travail. Comme cité précédemment, **les chances d'occuper un emploi décroissent avec l'âge** (Hairault, Langot, Sopraseuth & Blanchet, 2006). D'autres sources de nature non empirique, comme l'enquête opinion de la DARES (Monso & Tomasini, 2003) menée auprès de responsables GRH, confirment l'existence de préjugés lors de l'embauche et/ou du licenciement de travailleurs âgés (Berton, 2007).

2.3. Les bases de données

Enfin, il semble utile de conclure cette section avec une note pratique. **Deux bases de données européennes** sont souvent utilisées dans la recherche s'intéressant au vieillissement de la population. Il s'agit de l'enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite **SHARE** et de l'enquête générations et genre **GGS** (Keenan, Foverskov & Grundy, 2016). Elles sont libres d'accès et s'intéressent aux individus âgés de 45 ans et plus dans plusieurs pays. **SHARE** possède énormément d'informations sur la santé et se concentre plus spécifiquement sur le vieillissement de la population. **GGS** a été conçue principalement pour étudier la famille et les processus intergénérationnels. Des comparaisons avec d'autres sources, comme des données nationales et des enquêtes démographiques, nous ont permis de recouper les informations et ainsi d'évaluer la qualité et la représentativité des données **SHARE** et **GGS**.

⁴ Théorie de Lazear (1981) selon laquelle, du fait de l'âge, le travailleur éprouve une pénibilité croissante dans l'accomplissement de son travail. Le salaire minimum auquel il accepte de travailler, croît avec l'âge.

3. Présentation des données

3.1. Source des données

Les données utilisées dans cette étude sont issues de deux sources. La majorité provient de l'enquête SHARE5 (Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe) dont une description plus complète peut être consultée à l'annexe n° 7. L'échantillon contient de nombreuses données démographiques mais contient également des informations sur la santé, l'emploi, les réseaux sociaux des individus, les revenus, le patrimoine, ainsi que l'aide sociale.

Nos données portent sur l'année 2015. Il s'agit de données microéconomiques provenant de 17 pays européens. Nous utilisons le module « EasySHARE » spécialement conçu pour faciliter l'extraction d'informations.

Ces données sont complétées avec des informations institutionnelles indiquant l'âge moyen de sortie de la vie active de chaque pays, différencié par genre. Elles portent également sur l'année 2015 et sont issues de la base de données de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE).

3.2. Les variables

3.2.1. La variable endogène

La variable dépendante est une variable dichotomique, nommée « Situation sur le marché du travail ». Cette variable ne peut prendre que deux valeurs : 0 ou 1. Elle est égale à 1 lorsque l'individu i occupe un emploi et est égale à 0 lorsque l'individu i est au chômage. Elle n'a pas été modifiée et est exploitable en l'état.

3.2.2. Les variables exogènes

Les variables exogènes peuvent être classées selon diverses catégories :

1. Les variables sociodémographiques

Nous considérons les déterminants individuels habituels de l'emploi. Ils sont largement utilisés dans les travaux empiriques, notamment par Hairault, Langot, Sopraseuth & Blanchet (2006) et Benallah, Duc & Legendre (2008).

L'âge, est celui du répondant au moment de l'enquête.

Le genre, cette variable est égale à 1 si l'individu i est de sexe masculin, à 0 s'il est de sexe féminin.

La nationalité, cette variable est égale à 1 si l'individu i n'est pas né dans le pays de l'interview, 0 sinon.

⁵ <http://www.share-project.org/home0.html>

La région est celle où l'interview a eu lieu. Nous avons supprimé les données pour lesquelles l'interview n'avait pas eu lieu à l'endroit où le répondant vivait. Cette variable se décline en 5 catégories : grande, moyenne ou petite ville, banlieue ou région rurale.

Le niveau d'éducation est scindé en différents niveaux de formations classés selon la norme internationale type de l'éducation de 1997. La correspondance de chacun de ces niveaux est consultable à l'annexe n° 7.

2. Les variables contextuelles

Le statut conjugal reprend des données classées selon 6 catégories détaillées à l'annexe n° 7. Afin de faciliter l'interprétation des résultats, ces différents statuts ont été réduits à 2 catégories : marié et non marié.

Le nombre d'enfants est une variable continue qui indique le nombre d'enfants encore en vie du répondant, y compris les enfants adoptés et les beaux-enfants.

3. Les variables relatives à l'état de santé

L'état de santé représente la perception qu'a le répondant de son état de santé. L'échelle de notation varie de 1 à 5. La santé peut être excellente, très bonne, bonne, mauvaise ou très mauvaise. Barnay (2008) souligne le risque de biais de déclaration lié à cette variable car sa mesure est subjective. Afin de réduire le biais, il convient d'introduire plusieurs variables indicatrices de l'état de santé dans le modèle comme **le nombre de maladies chroniques** dont souffre le répondant (diabète, maladie de parkinson, hypertension artérielle, ...).

Afin de conclure plus finement sur les liens entre la santé et l'emploi, nous avons ajouté trois variables relatives à la santé mentale des individus : **la qualité de vie, un test d'orientation et un test numérique** dont les définitions sont reprises à l'annexe n° 7.

3.2.3. La variable d'intérêt premier : la distance à la sortie

Dans un premier temps, il a été envisagé idéalement de considérer l'âge légal de départ à la pension dans chaque pays pour calculer la distance à la sortie. Cette idée a toutefois été rejetée car nous ne possédions pas cette information dans notre base de données. De plus, la complexité des règles de calcul en matière de pension, ne nous permettait pas de déterminer avec exactitude pour chaque individu, l'âge de départ à la retraite. Ainsi, nous avons décidé de considérer la distance à la sortie comme la distance mesurée, non pas jusqu'à un âge propre à chaque individu, mais mesurée jusqu'à une norme sociale : l'âge moyen de départ à la pension. Cette norme varie d'un pays à l'autre et témoigne des disparités qui existent au niveau des politiques d'emploi menées au sein de l'union européenne. Il faut toutefois noter que notre choix de travailler avec une norme sociale fait apparaître une limite importante. Le fait que la norme soit la même pour tous les individus du même genre et d'un même pays, engendre de la multi colinéarité parfaite. Nous avons solutionné ce problème par l'utilisation des données de plusieurs pays.

La **distance à la sortie** est donc définie comme la différence entre l'âge de l'individu au moment de l'enquête et l'âge moyen de sortie de la vie active du pays dans lequel réside l'individu. L'utilisation de données provenant de pays différents ainsi que l'information sur le genre de l'individu, nous permet d'éviter une corrélation parfaite entre l'âge de l'individu et l'âge moyen de sortie de la vie active (35,01%).

3.3. Nettoyage des données

Les données manquantes et aberrantes ont été supprimées de notre base de données ainsi que les observations pour lesquelles la distance à la sortie était négative. Les individus en maladie de longue durée, les femmes au foyer et les pensionnés ont également été supprimés.

Après nettoyage, nous disposons d'un échantillon de 13.567 observations, dont 1.317 individus au chômage.

3.3.1. Statistiques descriptives : description de l'échantillon

Le tableau des statistiques descriptives (tableau n°1), l'analyse des fréquences (tableaux n° 9 à 13) et les tableaux de contingence (tableaux n°14 et 15) sont présentés en annexe.

On constate que **90,29%** des individus qui composent l'échantillon **occupent un emploi** et que 9,71% sont au chômage.

La distance à la sortie moyenne de l'échantillon est de 5,8 années. L'horizon de fin de vie active des individus qui composent l'échantillon est relativement court. L'écart type de la variable distance à la sortie est de 3,61. Notre échantillon étant composé de personnes d'âge différent, il est normal que la distance à la sortie présente une certaine variabilité. Les disparités en matière de politique d'emploi présentes au sein de l'union européenne (âge légal de la pension) peuvent également expliquer partiellement cette variance.

L'âge moyen de l'échantillon est de 56,47 ans. Il varie de 45 à 65 ans. 50% des individus qui composent l'échantillon sont âgés de moins de 57 ans et 50% des individus de l'échantillon ont plus de 57 ans. L'écart type associé à la variable âge est relativement important (3,79). Comme pour la distance à la sortie, notre échantillon est composé de personnes d'âge différent. La variable « âge » présente donc également, une certaine variabilité.

Notre échantillon est composé de 6.166 hommes (45,45%) et de 7.401 femmes (54,55%). 10,44 % des individus sont de nationalité étrangère.

La majorité des individus qui composent l'échantillon sont **mariés (73,35%)**. En moyenne, les individus de notre échantillon ont **2 enfants (2,05)**. Le minimum étant 0 et le maximum 7 enfants. Les individus qui n'ont pas d'enfants représentent 10% de l'échantillon total.

Le **test numérique** et le **test d'orientation** obtiennent d'excellents résultats avec respectivement, une moyenne de 4,47 et 3,94 points.

Parmi les individus qui composent l'échantillon, en moyenne 59,03% vit à la campagne ou dans une petite ville.

En ce qui concerne le **niveau d'éducation**, le pourcentage le plus important concerne les individus qui ont réalisé des études secondaires supérieures (40%). Les individus ayant fait des études supérieures universitaires représentent 31,95% de l'échantillon et 13,56% sont allés jusqu'au cycle inférieur de l'école secondaire.

Quant à **l'état de santé**, 12,69% des individus de l'échantillon se disent en excellente santé, 27,97% prétendent être en très bonne santé et 38,20% affirment être en bonne santé. Enfin, 21,14% d'entre eux assurent être en mauvaise santé. **Le nombre de maladies chroniques** moyen dont souffrent les individus est très faible (0,62).

La **qualité de vie** obtient le score moyen de 38,75 points. L'écart type est relativement important (5,59) ce qui signifie que les données sont dispersées.

3.3.2. Analyse des coefficients de corrélation de Bavay Pearson

La matrice de corrélation est présentée en annexe (tableau n° 2 et graphe n°1).

La relation linéaire entre la variable âge et cette même variable élevée au carré est forte et positive (99,91%). Cette situation peut introduire de la multi colinéarité dans le modèle, ce qui a pour conséquence de gonfler les écarts types estimés de la population et de fortement dégrader la précision des estimateurs. En d'autres mots, notre modèle ne pourra pas identifier précisément les effets liés à chaque variable si elles sont introduites simultanément. Il sera également difficile de rejeter l'hypothèse nulle dans le cas d'un test de significativité individuel, comme le test de Student. Une explication pourrait provenir du manque de variabilité de la série de données relative à la variable âge. En effet, l'échantillon est uniquement composé d'individus âgés de 45 à 65 ans. Etant donné la structure des données, il est difficile d'identifier une relation linéaire. Une alternative aurait été d'introduire une variable d'interaction entre « l'âge » et « la tranche d'âge des individus de plus de 60 ans ». Cette alternative aurait dû nous permettre de capturer la relation non linéaire que l'âge au carré ne permet pas d'introduire. Malheureusement, la régression de cette variable d'interaction n'a pas donné les résultats escomptés avec la perte de la significativité des variables de notre modèle.

En outre, la relation linéaire entre la variable âge et la variable distance à la sortie est forte et négative (85%). Lorsque la variable âge augmente, la variable distance à la sortie diminue dans les mêmes proportions.

4. Présentation du modèle

4.1. Modèle économique

Nous cherchons à expliquer la survenue de l'évènement : « occuper un emploi ». La variable dépendante Y est une variable dichotomique.

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu } i \text{ occupe un emploi } (Y_i^* \geq 0) \\ 0 & \text{sinon } (Y_i^* \leq 0) \end{cases}$$

Les variables introduites dans notre modèle, choisies sur base des caractéristiques observées de la population et généralement reprises dans la littérature, sont :

X_1 = âge
 X_2 = genre masculin
 X_3 = nationalité étrangère
 X_4 = statut marital marié
 X_5 = région rurale, petite ville
 X_6 = niveau_educ_2
 X_7 = niveau_educ_3
 X_8 = niveau_educ_4
 X_9 = niveau_educ_5_6
 X_{10} = nb_enfants
 X_{11} = etat_sante_excellent
 X_{12} = etat_sante_très_bon
 X_{13} = etat_sante_bon
 X_{14} = nb_maladies_chroniques
 X_{15} = qualite_de_vie
 X_{16} = test_orientation
 X_{17} = test_numérique
 X_{18} = distance_sortie

Pour obtenir la probabilité de succès de l'évènement « occuper un emploi », il convient de travailler en termes d'espérance.

$E[Y]$ est égale à la probabilité d'occurrence de l'évènement « occuper un emploi ». Afin que $E[Y]$ ne prenne que deux valeurs, la variable dépendante Y est transformée via une fonction $f(Y)$.

$$f(x) = \frac{\exp(x)}{1+\exp(x)} = p \quad (1)$$

Y^* suit une loi de Bernoulli de paramètre p . La transformation logistique permet de travailler sur des valeurs entre $[-\infty ; +\infty]$. $Y^* = \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n + u$

$$\text{Logit } p = \ln \frac{p}{(1-p)} \quad (2)$$

Ainsi $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n$ devient $f(y) = f(X_1, \dots, X_n)$ où f est une fonction logistique donnée avec des paramètres β inconnus.

Le modèle économique abordé dans cette étude peut s'écrire comme suit :

$$\Pr(\text{situation_marché_travail} = 1 | X) = f(\beta_0 + \beta_1 X_{\text{âge}} + \beta_2 X_{\text{genre}} + \beta_3 X_{\text{nationalité}} + \beta_4 X_{\text{marié}} + \beta_5 X_{\text{région}} + \beta_6 X_{\text{éducation niv 2}} + \beta_7 X_{\text{éducation niv 3}} + \beta_8 X_{\text{éducation niv 4}} + \beta_9 X_{\text{éducation niv 5 ou 6}} + \beta_{10} X_{\text{nb enfants}} + \beta_{11} X_{\text{excellente santé}} + \beta_{12} X_{\text{très bonne santé}} + \beta_{13} X_{\text{bonne santé}} + \beta_{14} X_{\text{nb maladies}} + \beta_{15} X_{\text{qualité de vie}} + \beta_{16} X_{\text{test orientation}} + \beta_{17} X_{\text{test numérique}} + \beta_{18} X_{\text{distance sortie}})$$

4.2. Modèle statistique

Nous cherchons à expliquer le lien entre la probabilité d'occuper un emploi et la distance à la sortie en fonction des caractéristiques individuelles d'individus de plus de 45 ans, actifs sur le marché du travail. En d'autres mots, nous cherchons à expliquer la variable dépendante Y^* grâce aux variables indépendantes X , c'est-à-dire la probabilité que Y^*_i soit égal à 1, sachant X_i . Nous nous intéressons, aux fréquences des réussites et des échecs et nous regardons si ces fréquences varient sensiblement selon les variables explicatives X .

Notre choix s'est porté sur le modèle Logit⁶ car la variable expliquée Y est une variable qualitative à deux modalités. Il s'agit d'un modèle de régression binomial. Les valeurs des paramètres inconnus β sont déterminées par la méthode du Maximum de vraisemblance qui consiste à trouver les paramètres qui maximisent la vraisemblance des données, c'est-à-dire la probabilité d'observer l'échantillon étant donné l'hypothèse sur le résidu. Les estimateurs du maximum de vraisemblance sont sans biais et de variance minimale, sous les hypothèses habituelles d'exogénéité des régresseurs, d'absence de colinéarité parfaite au sein des variables indépendantes, d'homoscédasticité, d'absence d'autocorrélation dans le terme d'erreur et de normalité du terme d'erreur.

Y^* est une variable latente, nous ne pouvons pas l'observer directement. Par conséquent, il n'est pas possible de connaître la distribution exacte du terme d'erreur ε . Dans le modèle Logit, le terme d'erreur est distribué sous l'hypothèse d'une loi logistique.

Afin de satisfaire le critère de parcimonie dans le choix de nos variables explicatives à régresser et ainsi obtenir la meilleure qualité possible pour notre modèle statistique, nous avons utilisé le critère d'Akaike. Ainsi, nous avons analysé l'évolution de ce critère, en retirant les variables indépendantes une à une. Nous avons ensuite opté pour le modèle statistique correspondant à la valeur la plus basse, soit 7631,01.

⁶ Il existe un modèle alternatif nommé : « Probit ». Le terme d'erreur est distribué selon une loi normale.

La régression a été effectuée avec le logiciel Gretl. Le modèle statistique est le suivant :

$$\begin{aligned} \Pr(\text{situation_marché_travail} = 1 | x) = f(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{\text{âge}} + \hat{\beta}_2 X_{\text{genre}} + \hat{\beta}_3 X_{\text{nationalité}} + \hat{\beta}_4 X_{\text{marié}} \\ + \hat{\beta}_5 X_{\text{région}} + \hat{\beta}_6 X_{\text{éducation niv 2}} + \hat{\beta}_7 X_{\text{éducation niv 3}} + \hat{\beta}_8 X_{\text{éducation niv 4}} + \hat{\beta}_9 X_{\text{éducation niv 5 ou 6}} + \\ \hat{\beta}_{10} X_{\text{nb enfants}} + \hat{\beta}_{11} X_{\text{excellente santé}} + \hat{\beta}_{12} X_{\text{très bonne santé}} + \hat{\beta}_{13} X_{\text{bonne santé}} + \hat{\beta}_{14} X_{\text{nb maladies}} + \hat{\beta}_{15} \\ X_{\text{qualité de vie}} + \hat{\beta}_{16} X_{\text{test orientation}} + \hat{\beta}_{17} X_{\text{test numérique}} + \hat{\beta}_{18} X_{\text{distance sortie}} + \varepsilon) \end{aligned}$$

5. Résultats

Les résultats de la régression de notre modèle sont consultables aux tableaux n° 3 à 8.

5.1. Analyse des indicateurs de qualité du modèle

5.1.1. Evaluation de la significativité globale du modèle

Le log de vraisemblance (LL) représente la probabilité jointe d'observer l'échantillon. Plus il y a d'observations, plus le produit des probabilités jointes tend vers 0. Autrement dit, plus il y a d'observations, plus LL tend vers $-\infty$. En outre, pour un même nombre d'observations, plus le modèle est explicatif, plus LL tend vers 0. Afin d'évaluer la qualité d'ajustement du modèle, nous comparons le LL de notre modèle non contraint avec le LL d'un modèle contraint c'est-à-dire un modèle simpliste, avec une constante comme seul régresseur.

Nous mettons en œuvre le test « Likelihood ratio » (LR), également nommé : test du rapport de vraisemblance. Dans ce cas, le rapport de vraisemblance indique le degré de probabilité le plus élevé qu'une personne qui occupe un emploi obtienne le résultat « 1 », comparativement à une personne qui est au chômage et donc avec un résultat « 0 ». Le test de rapport de vraisemblance consiste à comparer la vraisemblance du modèle estimé sous l'hypothèse H_0 (modèle contraint) à la vraisemblance du modèle estimé sous l'hypothèse alternative (modèle non contraint). Il permet de tester la significativité globale du modèle et repose sur la distribution asymptotique des estimateurs du maximum de vraisemblance.

Nous posons les hypothèses nulles et alternatives comme suit :

H_0 : tous les coefficients sont simultanément égaux à 0

H_1 : il y a au moins un coefficient différent de 0

La statistique du test est :

$$\begin{aligned} LR &= 2x (\log \text{ vraisemblance modèle non contraint} - \log \text{ vraisemblance modèle contraint}) \\ LR &= 2x (-3.796,51 - (-4.322,52)) \\ LR &= 1.052,03 \end{aligned} \quad (3)$$

Cette statistique suit une loi de Chi carré avec 18 degrés de liberté.

Les valeurs critiques de la table sont :

1% : 7,02

5% : 9,39

10% : 10,87

La statistique du rapport de vraisemblance est égale à 1.052,03. La p-valeur associée est [0,0000]. Celle-ci est inférieure au seuil de 1% (et donc de 5 et 10%). Nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle et conclure que notre modèle présente un pouvoir explicatif certain. Les variables explicatives ont simultanément une influence sur la probabilité d'occuper un emploi. Notre modèle améliore significativement notre compréhension des déterminants de l'emploi des seniors, en ce sens qu'il y a au moins, dans la population, un coefficient de la régression qui est non nul.

5.1.2. L'ajustement du modèle

Le R2 de Mac Fadden

Le R2 de Mc Fadden indique que le pouvoir explicatif de notre modèle est relativement satisfaisant. En effet, dans notre étude, le modèle explique 12,17% des variations de Y^* grâce aux variables explicatives introduites dans ce modèle. Le R2 de Mc Fadden est construit sur base du log de vraisemblance pour contourner la non linéarité du modèle. Cet indicateur est généralement compris entre 0,2 et 0,4.

$$\begin{aligned}\text{Calcul du } R^2 \text{ de Mc Fadden} &= 1 - \frac{(\log \text{ de vraisemblance du modèle non contraint})}{(\log \text{ de vraisemblance du modèle contraint})} \\ &= 1 - \frac{(-3.796,51)}{(-4.322,52)} \\ &= 0,1217 \text{ soit } 12,17\%\end{aligned}\tag{4}$$

De nombreux facteurs influencent l'emploi, tant du côté de l'offre que de la demande de travail. Modéliser l'emploi des seniors de manière exhaustive est complexe. Dans cette étude, nous nous intéressons uniquement aux déterminants individuels de l'emploi.

Le pseudo R²

Une autre façon de mesurer l'adéquation du modèle est d'examiner la capacité prédictive du modèle estimé, c'est-à-dire de calculer le Pseudo R². Il indique le nombre de cas correctement prédits par le modèle. En effet, l'objectif est d'estimer un modèle qui permet de prédire avec le plus de précision possible, les valeurs prises par la variable dépendante Y.

Avant toute chose, il convient de définir un seuil à partir duquel on considère que l'évènement $y_i = 1$ (la probabilité d'occuper un emploi) a lieu, ou que l'évènement $y_i = 0$ (la probabilité d'être au chômage) a lieu. Généralement, le seuil choisi correspond au point moyen de l'échantillon.

$$\hat{Y}_i = \begin{cases} 1 & \text{si } P \hat{t} > 0,5 \\ 0 & \text{si } P \hat{t} \leq 0,5 \end{cases}$$

On procède ensuite à la confrontation, au moyen d'un tableau de contingence, entre les valeurs prédites \hat{Y}_i et les vraies valeurs prises par Y_i .

		Valeurs prédites	
		$\hat{Y}_i = 0$	$\hat{Y}_i = 1$
Valeurs observées	$Y_i = 0$	58 (n00)	1.259 (n01)
	$Y_i = 1$	48 (n10)	12.202 (n11)

Les résultats peuvent s'interpréter comme suit :

- ⇒ 1^{er} cas de figure : les individus qui composent l'échantillon sont au chômage et cet évènement se vérifie bien dans la réalité. Nombre de cas correctement prédit par le modèle en ce qui concerne les chômeurs : 58 soit 0,43%
- ⇒ 2^{ième} cas de figure : le modèle prédit que les individus qui composent l'échantillon n'occupent pas d'emploi alors que dans la réalité, ils ont un travail. Nombre de cas non correctement prédits par le modèle : 48
- ⇒ 3^{ième} cas de figure : le modèle prédit que les individus qui composent l'échantillon sont en emploi alors que dans la réalité, ils ne le sont pas. Nombre de cas non correctement prédit par le modèle : 1.259
- ⇒ 4^{ième} cas de figure : le modèle prédit que les individus qui composent l'échantillon occupent un emploi et cette prédiction se confirme dans la réalité. Nombre de cas correctement prédit par le modèle : 12.202 soit 89,94%

Les pourcentages de 1 (probabilité d'occuper un emploi) et de 0 (probabilité d'être au chômage) correctement prédits par le modèle sont donc respectivement de :

89,94% (12.202 cas sur 13.461)

0,43% (58 cas sur 106)

Le nombre total de cas correctement prédit est de 12.260

$$\begin{aligned} \text{Pseudo } R^2 &= \frac{(n00+n11)}{n} & (5) \\ &= \frac{(58+12.202)}{13.567} \\ &= 0,9036 \text{ soit } 90,40 \% \text{ de } \mathbf{\text{cas correctement prédits}} \end{aligned}$$

Il est également possible de déduire, à partir du tableau de contingence, un indicateur de « taux d'erreur ». Nous lisons que le modèle de prédiction réalise $1.259 + 48 = 1.307$ mauvaises prédictions. Le taux d'erreur est donc de 9,63%

$$\begin{aligned} &= \frac{(n01+n10)}{n} & (6) \\ &= \frac{(1.259+48)}{13.567} = 9,63\% \end{aligned}$$

Ces résultats montrent que notre modèle est de bonne qualité car la valeur du Pseudo R^2 est proche de 1 et le taux d'erreur relativement bas. Toutefois, il faut nuancer ces résultats car la prédiction d'observer un individu au chômage lorsque celui s'y trouve, est extrêmement faible (0,43%).

5.2. Tests de restriction : le test de Wald

Un test de Wald permet de tester de manière plus formelle, la significativité statistique des variables explicatives. Il n'est pas possible de déterminer avec exactitude la valeur réelle des paramètres sur base d'un échantillon. Un test d'hypothèse permet cependant de comparer les paramètres estimés à des standards et de vérifier s'ils sont plausibles ou non, avec une marge d'erreur. Le principe est de diviser toutes les possibilités en deux catégories :

L'hypothèse nulle $H_0 : \beta_j = 0$ (le paramètre de la population est égal à zéro)

L'hypothèse alternative $H_1 : \beta_j \neq 0$ (le paramètre de la population est différent de zéro)

Lorsque la statistique calculée pour la variable explicative est supérieure à la valeur critique au seuil de 1, 5 ou 10%, on rejette l'hypothèse nulle. Cela signifie que la variable indépendante est statistiquement significative et permet d'expliquer les variations de la probabilité d'occuper un emploi.

5.3. Analyse de la significativité et des effets marginaux

Dans une régression logistique, le coefficient associé à chaque variable explicative n'est pas constant et donc non interprétable. En effet, la probabilité d'occuper un emploi est une fonction non-linéaire des variables indépendantes introduites dans le modèle. Par conséquent, nous interprétons les effets marginaux obtenus par le calcul de la pente pour évaluer la variation de cette probabilité.

Dans cette section, nous interprétons l'impact des variables individuellement. Seuls les effets marginaux des variables statistiquement significatives sont analysés. Les résultats obtenus témoignent de l'importance du niveau d'éducation et de l'état de santé sur le marché du travail. Les effets marginaux de l'âge et de la distance à la sortie ne semblent pas être les plus importants pour expliquer le taux d'emploi⁷. Ci-dessous le tableau récapitulatif des résultats de régression de notre modèle⁸ :

⁷ La comparaison des effets marginaux nécessiterait que l'on s'assure que les échelles et les méthodes de calcul soient comparables.

⁸ Les résultats complets des régressions Logit effectuées avec le logiciel Gretl peuvent être consultés à l'annexe n° 2.

Tableau n° 16 : Résumé des résultats de régression logistique (effets marginaux)

Variable	Pente
Age	.0029 *** (.0162)
Genre_masculin	-.0099 ** (.0635)
Nationalite_etrangere	-.0160 ** (.0930)
Stat_marital_marie	.0227 *** (.0668)
Region_rurale_petite_ville	.0093 ** (.0631)
Niveau_educ_2	.0239 *** (.0981)
Niveau_educ_3	.0561 *** (.0887)
Niveau_educ_4	.0571 *** (.1790)
Niveau_educ_5_6	.0831 *** (.1076)
Etat_sante_excellent	.0228 *** (.1299)
Etat_sante_tres_bon	.0223 *** (.0937)
Etat_sante_bon	.0175 *** (.0770)
Nb_maladies_chroniques	-.0042 * (.0333)
Qualite_de_vie	.0054 *** (.0055)
Test_orientation	.0186 *** (.0940)
Test_numerique	.0102 *** (.0236)
Distance_sortie	.0052 *** (.0167)
Ce tableau reprend les valeurs estimées des paramètres β pour notre échantillon de 13567 observations. La variable expliquée du modèle est la probabilité d'occuper un emploi. La pente est évaluée à la moyenne. L'écart-type basé sur la matrice hessienne est donné entre parenthèses. ***, **, * indiquent que les variables sont statistiquement significatives respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%.	

5.3.1. La variable d'intérêt premier : distance à la sortie

La distance à la sortie est positive et statistiquement significative au seuil de 1%. Cela signifie qu'au plus la distance à la sortie est grande, au plus la probabilité d'occuper un emploi augmente. Les effets marginaux indiquent que la probabilité d'occuper un emploi augmente de 0,52% lorsque la distance à la sortie augmente d'une année, ou lorsque l'âge moyen de sortie de la vie active recule d'une année. Conformément à la littérature (Hairault, Langot, Sopraseuth & Blanchet, 2006), l'âge moyen de sortie de la vie active semble avoir une influence sur le taux d'emploi des seniors. La proximité de la pension, synonyme de fin de vie active, a un effet négatif et statistiquement significatif sur l'emploi. Il s'agit de « l'effet horizon ».

5.3.2. Les variables sociodémographiques

L'âge est statistiquement positif et significatif au seuil de 1 %. Lorsque qu'un individu vieillit d'une année, la probabilité d'occuper un emploi augmente de 0,29 %. Ce résultat est conforme à la littérature (Hairault, Langot, Sopraseuth & Blanchet, 2006). En effet, les travailleurs âgés s'adaptent plus facilement, sont stables (loyaux) et possèdent un capital compétence qui apporte de la valeur ajoutée à l'entreprise. Ils n'ont pas besoin d'être formés ou encadrés. Tous ces éléments ont un effet favorable sur l'emploi. Toutefois, une variable « expérience professionnelle » aurait également pu être introduite dans le modèle.

A noter que nous n'avons pas pris le risque d'introduire la variable âge au carré (âge^2) dans le modèle, à cause d'un niveau de multi colinéarité trop élevé avec la variable âge qui réduisait à néant la significativité de ces deux variables. Or, il est important de signaler que lors de nos premiers essais de régression, la variable âge^2 apparaissait avec un signe négatif conformément à la littérature, signifiant que l'âge exerce un effet défavorable sur l'emploi aux âges élevés. Afin d'appuyer cette remarque, nous avons calculé un odds ratio pour deux tranches d'âge reprenant les individus âgés de 45 à 54 ans d'une part et d'autre part, reprenant les individus âgés de 55 à 65 ans. Le calcul du odds ratio⁹ indique que les seniors les moins âgés voient leur probabilité d'occuper un emploi augmenter de 26% par rapport aux seniors les plus âgés.

Les 4 variables relatives au niveau d'éducation sont statistiquement positives et significatives au seuil de 1%. Cela signifie que l'obtention d'un emploi est liée au niveau d'éducation. En effet, plus les individus sont éduqués, plus la probabilité d'occuper un emploi augmente. Ces résultats confortent notre intuition de départ. L'analyse montre que les effets marginaux des variables éducation sur la probabilité d'occuper un emploi sont différents selon le niveau de formation des individus. Par exemple, un individu ayant un niveau de primaire ou secondaire inférieur (ISCED 2) aura 2,39% de chances de plus qu'un individu sans éducation d'être employé. Cet effet s'élève à 5,61% pour un individu ayant une éducation de niveau secondaire supérieur (ISCED 3). Ainsi, la différence entre les deux est de 3,22 points de pourcentage. Un individu ayant un diplôme universitaire (ISCED 5-6) aura, quant à lui, 8,31% de chances de plus qu'un individu sans éducation d'être employé. Conformément à la littérature (Laurent, 2001), plus le niveau de qualification augmente, plus l'effet marginal de la variable est fort.

La variable genre est négative et statistiquement significative au seuil de 5%. La probabilité d'occuper un emploi semble diminuer de 0,99% lorsque l'individu est de sexe masculin. Les femmes semblent avoir plus de chances d'occuper un emploi que les hommes. Une explication pourrait provenir du fait que notre échantillon est majoritairement composé de femmes. D'autre part, les femmes au foyer qui ne sont pas à la recherche d'un emploi et donc ne font pas partie de la population active, ne sont pas comprises dans notre base de données. Ainsi, la probabilité d'occuper un emploi est plus importante pour les femmes « actives » sur le marché du travail que pour les hommes « actifs » sur ce même marché. Afin d'éclairer ce résultat, nous avons calculé le rapport des cotes pour les hommes et pour les femmes¹⁰. Le calcul de cet odds ratio montre que les femmes voient leur probabilité d'occuper un emploi augmenter de 10% par rapport aux hommes.

⁹ Les calculs des odds ratio sont consultables à l'annexe n° 8.

¹⁰ Les calculs des odds ratio sont consultables à l'annexe n° 8.

La variable région a un impact positif et statistiquement significatif au seuil de 5%. Habiter une région rurale ou une petite ville semble avoir un impact positif sur l'emploi. Hairault, Langot, Sopraseuth & Blanchet (2006) obtiennent des résultats similaires, montrant que la probabilité d'occuper un emploi est plus forte dans les régions rurales qu'en région urbaine. Lorsque l'individu réside à la campagne ou dans une petite ville, la probabilité d'être en emploi augmente d'environ 0,93%.

5.3.3. Les variables contextuelles

Le statut marital a un impact positif et statistiquement significatif au seuil de 1%. Être marié augmente la probabilité d'occuper un emploi de 2,27%.

5.3.4. Les variables relatives à l'état de santé

Conformément à la littérature (Currie & Madrian, 1999), les variables de santé, physique et mentale, ont également un effet statistiquement significatif sur l'emploi.

Les 3 variables relatives à **l'état de santé physique** sont positives et statistiquement significatives au seuil de 1%. Meilleure est la santé d'un individu, meilleures sont ses chances d'occuper un emploi. Certains auteurs (Barnay, 2008) soulignent toutefois le risque de biais dans l'analyse de l'impact de l'état de santé sur l'offre de travail. En effet, chaque individu choisit de consacrer du temps et des ressources plus ou moins importantes au maintien de son capital santé. Ce choix peut dépendre du statut d'emploi. On parle d'effet « bouclage » (Anderson, Kathryn, Burkhauser & Richard, 1985). L'analyse des effets marginaux montre que la probabilité qu'un individu occupe un emploi augmente de 2,28% lorsque ce dernier est en excellente santé. Les effets marginaux sont différents pour chaque niveau de santé : excellente santé (2,28%), très bonne santé (2,23%) et bonne santé (1,75%). Plus la santé d'un individu se dégrade, plus l'effet marginal sur la probabilité d'occuper un emploi décroît.

De même, **le nombre de maladies chroniques** a un impact négatif et statistiquement significatif au seuil de 10%. L'augmentation du nombre de maladies chroniques dont sont victimes les individus dégrade la participation à l'emploi. Lorsque le nombre de maladies chroniques dont est atteint un individu augmente d'une unité (une maladie), le modèle prédit que la probabilité d'occuper un emploi décroît de 0,42%.

Les variables **test d'orientation** et **test numérique** sont positives et statistiquement significatives au seuil de 1%. Meilleures sont les capacités cognitives d'un individu, meilleures sont ses chances d'occuper un emploi. La probabilité d'être en emploi augmente de 1,86% lorsque l'individu obtient un bon score au test d'orientation, et augmente de 1,02% pour un bon résultat au test numérique.

La qualité de vie apparaît également positive et statistiquement significative. Un individu bien dans sa peau, heureux, stable mentalement a plus de chances d'occuper un emploi qu'un individu qui souffre d'un mal-être. Au plus le résultat obtenu lors du test est élevé, au plus la probabilité d'occuper un emploi augmente. Les effets marginaux indiquent que la probabilité d'occuper un emploi augmente d'environ 0,54% lorsque l'individu est épanoui.

5.4. Robustesse¹¹

Dans cette section, nous testons la robustesse de notre modèle. Afin d'évaluer la fiabilité des résultats, nous avons réalisé une régression Probit pour comparer les résultats obtenus avec ceux du modèle Logit. Les modèles dichotomiques Logit et Probit admettent tous deux pour variable expliquée la probabilité d'apparition de l'évènement « être en emploi », conditionnellement aux variables exogènes. La variable expliquée Y est transformée via une fonction F(Y) désignant une fonction de répartition. On utilise généralement deux types de fonction : la fonction de répartition de la loi logistique (modèle Logit) et la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite (modèle Probit). Dans les deux cas, la loi des résidus est symétrique. Les deux types de fonction de répartition (logistique et normale) sont très proches et le sont d'autant plus, si l'on utilise une loi logistique transformée, rendant la variance de la loi logistique identique à celle de la loi normale réduite. Par conséquent, les modèles Logit et Probit donnent généralement des résultats similaires. De nombreuses études consacrées à ce sujet montrent qu'à priori, la question du choix entre les deux modèles a peu d'importance (Morimune, 1979 ; Davidson & MacKinnon, 1984). Le tableau comparatif ci-dessous fait apparaître des résultats très semblables et montrent la fiabilité de ceux-ci. Les résultats complets de la régression de notre modèle sont consultables à l'annexe n° 2 et 3.

Tableau n° 17 : Comparatif des résultats de régression Logit et Probit

Variable	Pente modèle Logit	Pente modèle Probit
Age	.0029 *** (.0162)	.0035 *** (.0085)
Genre_masculin	-.0099 ** (.0635)	-.0101 ** (.0330)
Nationalite_etrang-ere	-.0160 ** (.0930)	-.0186 ** (.0493)
Stat_marital_marie	.0227 *** (.0668)	.0239 *** (.0351)
Region_rurale_petite_ville	.0093 ** (.0631)	.0093 ** (.0329)
Niveau_educ_2	.0239 *** (.0981)	.0292 *** (.0556)
Niveau_educ_3	.0561 *** (.0887)	.0655 *** (.0496)
Niveau_educ_4	.0571 *** (.1790)	.0643 *** (.0887)
Niveau_educ_5_6	.0831 *** (.1076)	.0915 *** (.0564)
Etat_sante_excellent	.0228 *** (.1299)	.0253 *** (.0651)
Etat_sante_tres_bon	.0223 *** (.0937)	.0244 *** (.0486)
Etat_sante_bon	.0175 *** (.0770)	.0198 *** (.0412)
Nb_maladies_chroniques	-.0042 * (.0333)	-.0048 * (.0179)
Qualite_de_vie	.0054 *** (.0055)	.0061 *** (.0029)
Test_orientation	.0186 *** (.0940)	.0220 *** (.0521)
Test_numerique	.0102 *** (.0236)	.0121 *** (.0131)
Distance_sortie	.0052 *** (.0167)	.0060 *** (.0088)

Tableau reprenant les valeurs estimées des paramètres β pour notre échantillon de 13567 observations. La variable expliquée est la probabilité d'occuper un emploi. La pente est évaluée à la moyenne. L'écart-type basé sur la matrice hessienne est donné entre parenthèses. ***, **, * indiquent que les variables sont statistiquement significatives respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%.

¹¹ Cette section est inspirée du cours de Christophe Hurlin, professeur à l'Université d'Orléans, Faculté d'Economie et de Gestion.

5.5 Implication managériale et politique de nos résultats pour la Belgique

Depuis plusieurs années, l'Europe maintient une forte pression en faveur du maintien en emploi des 55-64 ans¹². En Belgique, trois lois principales ont marqué l'évolution des politiques dans ce domaine : la loi du 23 décembre 2005 relative au pacte de solidarité entre les générations, la loi-programme du 28 décembre 2011 portant sur des dispositions diverses en matière de retraite et la loi du 10 août 2015 relevant l'âge légal de la pension et modifiant les conditions d'accès à la retraite anticipée et de l'âge minimum de la pension de survie.

L'analyse de l'évolution des taux d'emploi des 55-64 ans pour la population belge¹³ laisse à penser que ces mesures sont efficaces puisque ce taux est passé de 34,5% en 2008 à 44% en 2015 pour finalement atteindre 50,4% en 2018.

Par ailleurs, nous observons que les motivations individuelles des travailleurs de prendre leur pension anticipative sont avant tout **financières** (Debrand, 2009 ; Blanchet & Debrand, 2007) mais également liées à trois autres déterminants qui sont la **santé**, la **qualité de l'emploi** occupé et la **compatibilité du travail avec les engagements personnels et familiaux** (Vendramin & Valenduc, 2013).

Que ce soit du côté de l'employeur ou du pouvoir public, il est essentiel de comprendre ces motivations afin de mener des politiques qui permettront de lever les réticences des travailleurs à prolonger la vie active.

De l'angle de vue de la qualité de vie au travail, la cohérence des lois est loin d'être évidente. En effet, on y retrouve à la fois des dispositions qui visent à reculer l'âge de la pension et des mesures qui limitent entre autres les conditions d'accès à la prépension à mi-temps et au crédit-temps en fin de carrière.

Or, dans les pays où les taux d'emploi des seniors sont élevés (pays nordiques¹⁴), la flexibilité du passage de la vie active à la retraite est largement mise en oeuvre¹⁵ et explique partiellement la raison pour laquelle les salariés travaillent plus longtemps.

On constate que la Belgique exploite trop peu les formules de retraite progressive, à temps partiel ou d'emplois de transition¹⁶ en fin de carrière. Pourtant, cela permettrait d'opérer en douceur le passage de l'emploi à la retraite (Vendramin & Valenduc, 2013). Dans une interview très récente accordée à la Rtbf le 29 avril 2019, Jean Hindriks¹⁷ fait le même constat : *« Le citoyen est d'accord de travailler plus longtemps à condition de ralentir son rythme de travail. Mais à ce stade-ci, on n'a pas mis en place les mesures efficaces d'aménagement de fin de carrière pour atterrir en douceur, comme le fait de terminer sa carrière à temps partiel ».*

¹² L'objectif fixé par l'UE est de parvenir à un taux d'emploi de 50% d'ici 2020 pour les 55-64 ans.

¹³ Source OCDE : Taux d'emploi par groupe d'âge 55-64 ans en % pour la Belgique de 2008 à 2018 (statistiques sur le marché du travail) consulté le 29/05/2019.

¹⁴ La Suède et le Danemark ont des taux d'emploi des 55-64 ans respectivement de 77,9% et 70,7% en 2018, contre 50,4% pour la Belgique et 58,7% pour les 28 pays de l'UE (données OCDE 2018, taux d'emploi par groupe d'âge, consulté le 15/5/2019).

¹⁵ Commission européenne, Démographie, vieillissement actif et retraites, Luxembourg, 2012, Guide de l'Europe sociale n° 3.

¹⁶ Travail à temps partiel et travail indépendant entre la fin de l'emploi principal et le moment de la retraite.

¹⁷ Economiste de l'UCLouvain et membre du Conseil Académique des pensions.

Il est important de noter également que les mesures gouvernementales de 2012¹⁸ reflètent une approche des fins de carrière du seul point de vue du financement de la sécurité sociale, de l'allègement de la dette publique et de la réduction des charges des entreprises (Balthazar, 2013). La focalisation de nos hommes politiques sur les taux d'emploi, les âges de sortie et le financement de la sécurité sociale apparaît par trop réductrice. En effet, les liens entre le travail et l'âge impliquent plusieurs dimensions. D'une part, celles de nature physiologiques, ergonomiques¹⁹, d'organisation et de rythme du travail, et d'autre part, la dimension psychosociale²⁰. Ces dimensions varient d'un individu à l'autre et la perspective de rester en emploi jusqu'à l'âge légal de la retraite varie également selon le genre, les professions et les branches d'activité. Ainsi, moins de femmes que d'hommes pensent pouvoir faire leur travail actuel jusqu'à la pension. Les emplois peu qualifiés de l'industrie, de l'artisanat et des services ont des perspectives défavorables de rester en emploi jusqu'à l'âge légal de la pension. Les perspectives favorables se retrouvent donc dans les emplois à responsabilité et non contraignants physiquement. Les décisions politiques devraient tenir compte de ces différentes dimensions.

Dans son livre, « *Quel avenir pour nos pensions ?* », Jean Hindriks plaide pour un allongement des carrières plutôt que le recul de l'âge de départ à la retraite afin de financer notre système de retraite par les personnes actives. Il dénonce le manque de prévoyance et le fait que rien n'ait été provisionné pour anticiper le vieillissement de la population. Actuellement, la durée effective de cotisation en Belgique est de 33 ans selon Eurostat²¹ alors que les individus profitent de la pension pendant près de 20 années. Dans l'actuel débat sur la réforme des pensions, on ne fait curieusement plus appel à la valeur solidarité, principe fondamental de la sécurité sociale et donc des pensions. Nous vivons dans une bulle d'égoïsme générationnel où chacun calcule ce qu'il a à perdre ou à gagner dans chaque réforme (Hindriks, 2015).

Par ailleurs, l'amélioration des conditions de travail en fin de vie active et la gestion des fins de carrières des seniors relèvent aussi de la responsabilité des employeurs et nécessitent un management humain innovant. Les entreprises belges n'ont pas attendu la convention collective de travail n°104²² pour mettre en place des actions concrètes pour inciter les travailleurs âgés à prolonger leur vie active (Léonard, Rousseau, Desmette & Foor, 2013). Cependant, les résultats de l'enquête européenne d'Eurofound sur les conditions de travail (EWCS 2015²³) révèlent pour la Belgique, qu'au cours des dernières années, peu de progrès ont été réalisés concernant la qualité du travail malgré les nombreuses recherches soulignant l'importance de celle-ci dans le maintien en emploi des travailleurs âgés (Molinié, Gaudart & Pueyo, 2012).

Enfin notons qu'en Belgique, les travailleurs âgés sont toujours, à l'heure d'aujourd'hui, victimes de discrimination de la part des employeurs selon des statistiques de 2016²⁴.

¹⁸ <https://www.sfpd.fgov.be/fr>

¹⁹ Liées à la conception matérielle des postes de travail.

²⁰ Liée à la possibilité de se réaliser dans son travail et d'y jouir de bonnes relations sociales.

²¹ Calculée en 2018 sans les interruptions de carrière et de chômage.

²² La CCT n° 104 a été conclue pour une durée indéterminée et est entrée en vigueur le 1er janvier 2013. Elle prévoit dans les entreprises de plus de vingt travailleurs la création d'un plan pour l'emploi des travailleurs contractuels âgés.

²³ En 2015, Eurofound a réalisé la 6^{ème} enquête sur les conditions de travail (série commencée en 1991). Plus de 44 000 travailleurs ont été interrogés dans 35 pays. Ses conclusions fournissent des informations détaillées notamment sur l'exposition aux risques physiques et psychosociaux, l'organisation du travail, l'équilibre entre vie professionnelle et vie privée, et la santé et le bien-être.

²⁴ Le centre interfédéral pour l'égalité des chances (Unia) a ouvert sur les 8 premiers mois de 2016, 74 dossiers à la suite d'un signalement pour une discrimination sur la base de l'âge. C'est une hausse de 60% par rapport à l'ensemble de l'année 2015 (6 dossiers sur 10 concernant des plus de 45 ans). <https://www.unia.be/fr>

6. Conclusion

Notre question de départ était de voir si reporter l'âge de départ à la pension constituait réellement un instrument efficace pour stimuler l'emploi des seniors. Afin de répondre à cette question, nous avons estimé un modèle Logit dans le but d'analyser le lien entre la probabilité d'occuper un emploi et la distance à la sortie. Nous avons également introduit des variables de contrôle telles que : l'âge, le niveau d'éducation, l'état de santé physique et mentale, la nationalité, la région, le statut marital et le genre.

L'analyse économétrique a permis d'identifier le niveau de significativité des variables permettant d'expliquer les variations de la probabilité d'occuper un emploi. Il apparaît que la distance à la sortie a un impact positif et statistiquement significatif (au seuil de 1%) sur la probabilité d'occuper un emploi. La proximité de la pension réduit la probabilité d'occuper un emploi chez les travailleurs âgés. Lorsque la distance à la sortie augmente d'une année, la probabilité d'occuper un emploi augmente de 0,52%. Lors de l'analyse univariée, les variables suivantes se sont également révélées statistiquement significatives et donc importantes pour expliquer le taux d'emploi des seniors : le niveau d'éducation, la santé (physique et mentale), la qualité de vie, la région et le genre.

Le calcul des effets marginaux a permis d'identifier l'effet plus ou moins important de chacune des variables introduites dans le modèle. Ainsi, les résultats obtenus témoignent de l'importance du niveau d'éducation, de l'état de santé et de la qualité de vie pour expliquer le taux d'emploi des seniors. Plus le niveau de qualification augmente, plus l'effet marginal est important. De même, meilleure est la santé d'un individu, plus l'effet marginal est important. Le niveau de la qualité de vie quant à lui, est révélateur de l'épanouissement personnel intimement lié à la qualité de l'emploi occupé. Les opportunités de carrière, la reconnaissance dans le travail sont des facteurs-clés du maintien dans l'emploi (Delay & Huyez-Levrat, 2006). Les effets marginaux de l'âge et de la distance à la sortie contribuent également à expliquer le taux d'emploi.

En conclusion, ces résultats nous amènent à penser que reporter l'âge de départ de la pension est un instrument efficace mais non suffisant pour stimuler l'emploi des seniors. D'autres types de contraintes, telles que la santé, le niveau de formation et la qualité de vie, entrent en compte. La diversité des conditions de travail et des difficultés auxquelles sont confrontés les travailleurs plus âgés devrait inciter la classe politique à réfléchir sur les modalités de réalisation des objectifs politiques européens en tenant compte des perceptions et attentes des seniors, via la concertation sociale (Gauillier, 2002).

Par ailleurs, privilégier l'allongement des carrières plutôt que l'augmentation de l'âge légal de la pension pourrait maintenir un rapport stable entre la durée de carrière et la durée de pension. Pour atteindre cet équilibre, accentuer l'allègement des fins de carrière, par exemple, par la prépension à mi-temps, semble être une piste de réflexion non négligeable (Hindriks, 2015).

En plus des motivations individuelles des individus, de nombreux économistes soulignent la nécessité d'agir sur la demande de travail envers les travailleurs âgés (préjugés, dégradation du ratio coût-productivité, peu de possibilités de formation pour les travailleurs âgés, ...). En effet, repousser l'âge de la pension n'aura d'effet que si les seniors occupent effectivement un emploi. Tous ces facteurs jouent simultanément sur le taux d'emploi et il convient de tenir compte de l'influence de tous ces déterminants dans leur ensemble.

Toutefois, force est de constater que le taux d'emploi des seniors a fortement crû ces dernières années grâce à la réforme des retraites avec le recul de l'âge légal de départ à la pension et la hausse de la durée de cotisation (Cahuc, Hairault & Prost, 2016). L'objectif européen d'arriver à un taux d'emploi des seniors (55-64 ans) de 50% en 2020 est d'ailleurs atteint en Belgique en 2018. Par conséquent, reculer l'âge légal de la pension pourrait constituer, selon nous, une première étape pour reporter l'âge moyen de cessation d'activité et de facto, augmenter le taux d'emploi des seniors.

Notons également que favoriser le transfert de compétences entre les générations évitera la fuite des savoirs²⁵. En prenant en compte l'expérience des seniors, on préserve leur motivation et leur satisfaction au travail.

Cependant, on constate que les stéréotypes sociaux à l'égard des aînés ont peu évolué depuis les années cinquante malgré l'amélioration des conditions de travail et des techniques managériales (Burnay, 2004). Il paraît donc judicieux de sensibiliser davantage les responsables politiques, les recruteurs, ainsi que les managers à la problématique du vieillissement de la population active (Hansen & Siard, 2006).

Il nous semble également important de pointer le fait que notre modèle comporte plusieurs limites. Tout d'abord, la variable distance à la sortie n'est pas calculée en fonction de l'âge légal de la pension mais en fonction de l'âge moyen de sortie de la vie active. L'horizon de fin de vie active est donc mesuré comme la distance jusqu'à une norme sociale, l'âge moyen de départ à la pension. Reculer l'âge légal de la pension n'aura donc de conséquences sur l'emploi des seniors, qu'au moment où la norme sociale aura évolué au sein de la société, ce qui peut prendre du temps. De plus, bien que l'effet de distance à la sortie soit statistiquement significatif, il n'est pas possible d'affirmer avec certitude si ce sera le cas sur l'ensemble de la population. Prédire l'évolution du taux d'emploi est un exercice extrêmement complexe. Et celui-ci l'est d'autant plus en raison de l'hétérogénéité présente entre les pays. Il n'est pas si simple de tirer des conclusions politiques et de déterminer exactement comment l'introduction d'une mesure visant à reculer l'âge de la pension se traduirait sur le taux d'emploi ou l'âge moyen de sortie de la vie active. En effet, l'impact d'une réforme sur le comportement des individus peut fortement varier d'un cas à l'autre, il n'est pas possible de tenir compte de la multiplicité des situations et desiderata individuels. De nombreux éléments interviennent et sont difficiles à prendre en compte et à projeter. C'est d'ailleurs pour cette raison que de nombreux travaux empiriques réalisent des analyses plus fines sur des données microéconomiques.

Enfin, il serait intéressant dans des recherches futures, d'évaluer empiriquement pour la Belgique, si des mesures de réduction du temps de travail en fin de carrière entraîneraient effectivement un allongement des carrières.

²⁵ Risque de perte de connaissances associé au départ des travailleurs expérimentés.

Bibliographie

Articles de revues :

ANANIAN S., AUBERT P., BEHAGHEL L. (2006), « Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « Réponse ». Suivi d'un commentaire de Luc Behaghel : emploi des seniors - Des effets du changement technologique aux recommandations », *Dans : Economie et statistique*, vol. 397, n° 1, p. 21–49. DOI: 10.3406/estat.2006.7125.

ANDERSON, KATHRYN H.; RICHARD V. BURKHAUSER (1985), «The Retirement-Health Nexus: A New Measure of an Old Puzzle», *Dans: The Journal of Human Resources*, vol. 20, n° 3, p. 315. DOI : 10.2307/145884.

AUBERT P. (2012), « L'effet horizon » : de quoi parle-t-on ? », *Dans : Revue française des affaires sociales*, n° 4, p.41-51.

AUBERT P., CAROLIE., ROGER M. (2006), « Nouvelles technologies et nouvelles formes d'organisation du travail », *Dans : Revue économique*, vol. 57, n° 6, p. 1329. DOI: 10.3917/reco.576.1329.

BALLOT G. (1992), « La théorie des contrats à paiement différé », *Dans : Travail et emploi*, no 54, p60-71

BALTHAZAR S. (2013), « L'inadéquation des politiques mises en œuvre en Belgique, depuis la fin des années 1990, pour surmonter le défi du coût budgétaire du vieillissement », *Dans : La revue de la FAR Asbl D'autres Repères*.

BARNAY T., DEBRAND T. (2006), « L'état de santé comme facteur de cessation d'activité en Europe », *Dans: Santé, Société et Solidarité*, vol. 5, n° 2, p. 119–131. DOI: 10.3406/oss.2006.1130.

BARNAY T. (2008), « Chômage et invalidité après 50 ans: deux dispositifs alternatifs de sortie de l'emploi pour les seniors en mauvaise santé? », *Dans: Economie et statistique*, n° 411, pp.47-63.

BENALLAH S., DUC C., LEGENDRE F. (2008), « Peut-on expliquer le faible taux d'emploi des seniors en France ? », *Dans: Revue de l'OFCE*, vol. 105, n° 2, p. 19. DOI: 10.3917/reof.105.0019.

BERTON F. (2007), « Les salariés de plus de 50 ans : comportement rationnel ou discriminatoire des employeurs ? », *Dans : Retraite et société*, vol. 2, pp.127-146.

BLANCHET D., DEBRAND T. (2007), « Souhaiter prendre sa retraite le plus tôt possible : santé, satisfaction au travail et facteurs monétaires », *Dans : Economie et statistique*, vol. 403, n° 1, p. 39–62. DOI: 10.3406/estat.2007.7087.

BURNAY N. (2004), « Les stéréotypes sociaux à l'égard des travailleurs âgés panorama de 50 ans de recherche », *Dans : Gérontologie et société*, vol. 27 / 111, no. 4, pp. 157-170.

- CAHUC P., HAIRAULT J-O, PROST C. (2016), « L'emploi des seniors : un choix à éclairer et à personnaliser », *Dans : Notes du conseil d'analyse économique*, vol. 32, no. 5, pp. 1-12.
- CREPON B., DENIAU N., PEREZ-DUARTE S. (2003), « Productivité et salaire des travailleurs âgés », *Dans : Revue française d'économie*, vol. 18, n° 1, p. 157–185. DOI: 10.3406/rfec.2003.1482.
- D'AUTUME A. (2010) « Les seniors et l'emploi en France : la fin de l'ajustement par l'âge? », *Dans : Travail et emploi*, n° 118, p. 77–81. DOI: 10.4000/travailem.3600.
- DAVIDSON R., Mac KINNON J.G. (1984), « Convenient Tests for Logit and Probit Models », *Dans : Journal of Econometrics*, Vol. 25, pp. 241-262.
- DEBRAND T., SIRVEN N. (2009), « Partir à la retraite en Europe : déterminants individuels et rôle de la protection social », *Dans : Questions d'économie de la santé*, vol. 148, n° p.1-5.
- DELAY B., HUYEZ-LEVRAT G. (2006), « Le transfert d'expérience est-il possible dans les relations intergénérationnelles ? », *Dans : Sociologies pratiques*, vol.12, n°1, pp. 37-50.
- GAULLIER X. (2002), « Emploi, retraites et cycles de vie », *Dans : Retraite et société*, vol. no 37, no. 3, pp. 163-207.
- GLEIZE J. (2000), « Le capital humain », *Dans : Multitudes*, vol. 2, n° 2, p. 111. DOI: 10.3917/mult.002.0111.
- HAIRAULT J-O., LANGOT F., SOPRASEUTH T. (2006), « Le double dividende des politiques incitatives à l'allongement de la durée de vie active », *Dans : Revue économique*, vol. 57, n° 3, p. 449. DOI: 10.3917/reco.573.0449.
- HAIRAULT J-O., LANGOT F., SOPRASEUTH T., BLANCHET D. (2006), « Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors. Suivi d'un commentaire de Didier Blanchet : âge ou distance à la retraite - Quel est le principal déterminant de l'emploi des seniors ? », *Dans : Economie et statistique*, vol. 397, n° 1, p. 51–68. DOI: 10.3406/estat.2006.7126.
- HANSEN B., SIARD S. (2006), « Seniors actifs, travailleurs âgés, travailleurs expérimentés », *Dans : Le Journal des psychologues*, vol. 239, no. 6, pp. 66-70.
- KEENAN K., FOVERSKOV E., GRUNDY E. (2016), « Les sources de données sur les populations âgées en Europe : comparaison de l'enquête Générations et genre (GGS) et de l'enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite (SHARE) », *Dans : Population*, vol. 71, n° 3, p. 547. DOI: 10.3917/pop.1603.0547.
- LAURENT S. (2001), « Capital humain, emploi et salaire en Belgique et dans ses régions », *Dans: Reflets et perspectives de la vie économique*, XL, n° 1, p. 25. DOI: 10.3917/rpve.401.0025.
- LAZEAR E. (1981), « Agency, earnings profiles, productivity, and hours restrictions », *Dans : American Economic Review*, pp 606-620.

LEONARD E., ROUSSEAU A., DESMETTE D., FOOR D. (2013), « La gestion des fins de carrière des travailleurs “âgés” », Dans : *Chaire laboRH en Management Humain et Transformations du Travail*, Rapport de recherche, vol. 2 (4).

LEVASSEUR S. (2008), « Progrès technologique et employabilité des seniors », Dans : *Revue de l'OFCE*, vol. 106, n° 3, p. 155. DOI : 10.3917/reof.106.0155.

MARTIN M. (2017), « Les Belges sont parmi les plus jeunes à partir à la pension », Dans : *Le Soir*, édition du 6/12/2018.

MORIMUNE K. (1979), « Comparisons of Normal and Logistic Models in the Bivariate Dichotomous Analysis », Dans : *Econometric*, Vol. 47, pp 957-975.

SANDERSON J-P. (2015), « Vieillesse de la population et retraites en Belgique, 19^{ème}-20^{ème} siècles », Dans : *Revue Belge d'Histoire Contemporaine*, vol. n° 4, p.1-15

VANDEBERGHE V. (2013), « Productivité et coût salarial des travailleurs âgés en Belgique », Dans : *perso.uclouvain.be*

VENDRAMIN P., VALENDUC G. (2013), « Le vieillissement au travail », Dans : *Courrier hebdomadaire du CRISP*, vol. 2185, n°20, pp. 5-44. Doi :10.3917/cris.2185.0005.

Livres :

CURRIE J., MADRIAN BC. (1999), Chapter 50 Health, *Health insurance and the labor market*, Elsevier (Handbook of Labor Economics), Orley C. Ashenfelter and David Card, North-Holland, tome 3, p. 3309–3416

HINDRIKS J. (2015), « *Quel avenir pour nos pensions ? Les grands défis de la réforme des pensions* », édition De Boek, 160 pages.

MOLINIE A-F., GAUDART C., PUEYO V. (2012), *La vie professionnelle. Âge, Expérience et Santé à l'épreuve des conditions de travail*. Toulouse : Octarès, 395 pages

MONSO O. TOMASINI M. (2003), *Le vieillissement dans les entreprises : faire face aux innovations technologiques*, Premières informations et premières synthèses, vol 9, n°2

GUILLEMARD A-M. (2003), *L'âge de l'emploi : Les sociétés à l'épreuve du vieillissement*, Paris Editions Amand Colin, (compte rendu : formation emploi) 84, P.100

Lexique :

PSYCHOMEDIA (1996), « Qualité de vie. Canada. », *Lexique : Psychologie et santé*, en ligne : <http://www.psychomedia.qc.ca/lexique/definition/qualite-de-vie>, consulté le 20 mars 2019.

Table des matières des annexes

ANNEXE 1 – Statistiques descriptives et matrice de corrélation	32
ANNEXE 2 – Résultats régression logistique Logit	38
ANNEXE 3 – Résultats régression du modèle Probit	40
ANNEXE 4 – Régression Logit modèle contraint (constante comme seul régresseur) ...	42
ANNEXE 5 – Fréquence et tableau de contingence	43
ANNEXE 6 – Histogrammes	48
ANNEXE 7 – Explications des données et variables	49
ANNEXE 8 – Calcul des odds ratio	51

ANNEXE 1 - Statistiques descriptives et matrice de corrélation

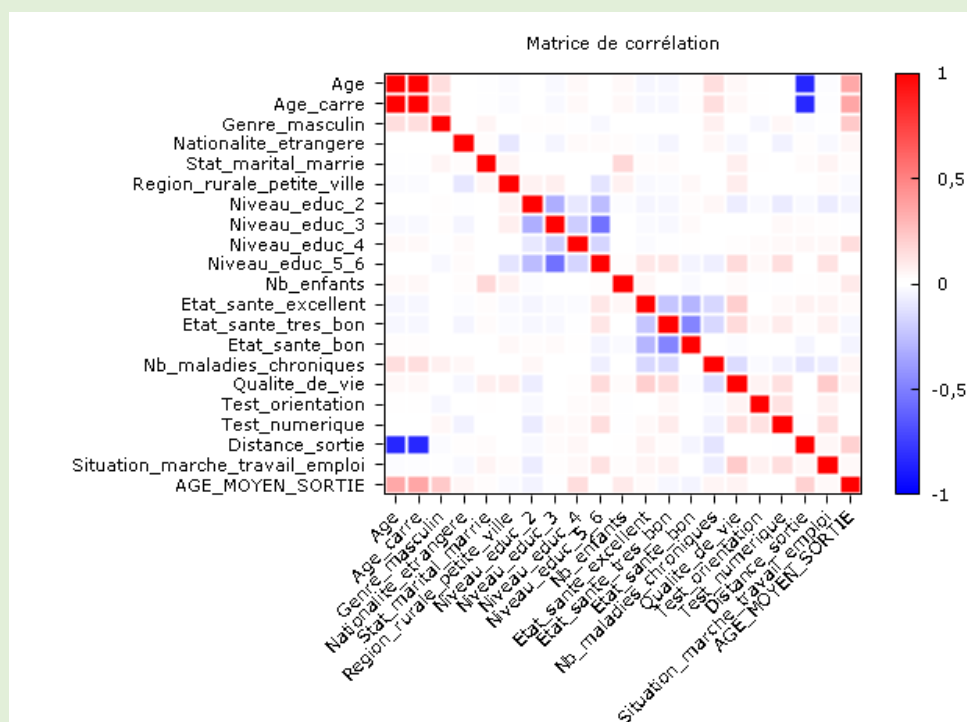
Tableau 1. Statistiques descriptives

Observations 1-13567				
VARIABLE	MOYENNE	MEDIANE	MINIMUM	MAXIMUM
Age	56,465	57,000	45,000	65,000
sq_Age	3202,6	3249,0	2025,0	4225,0
Genre_masculin	0,45449	0,0000	0,0000	1,0000
Nationalité_etrangere	0,10444	0,0000	0,0000	1,0000
Stat_marital_marie	0,73347	1,0000	0,0000	1,0000
Region_rurale_petite_ville	0,59033	1,0000	0,0000	1,0000
Niveau_educ_2	0,13562	0,0000	0,0000	1,0000
Niveau_educ_3	0,40097	0,0000	0,0000	1,0000
Niveau_educ_4	0,059335	0,0000	0,0000	1,0000
Niveau_educ_5_6	0,31945	0,0000	0,0000	1,0000
Nb_enfants	2,0527	2,0000	0,0000	7,0000
Etat_sante_excellent	0,12693	0,0000	0,0000	1,0000
Etat_sante_tres_bon	0,27965	0,0000	0,0000	1,0000
Etat_sante_bon	0,38203	0,0000	0,0000	1,0000
Nb_maladies_chroniques	0,62416	0,0000	0,0000	7,0000
Qualite_de_vie	38,752	39,000	12,000	48,000
Test_orientation	3,9374	4,0000	1,0000	4,0000
Test_numerique	4,4692	5,0000	0,0000	5,0000
Distance_sortie	5,8048	5,6000	0,10000	22,700
Situation_marche_travail_emploi	0,90293	1,0000	0,0000	1,0000
Employe	0,49075	0,0000	0,0000	1,0000
Fonctionnaire	0,28636	0,0000	0,0000	1,0000
Independant	0,12582	0,0000	0,0000	1,0000
Chômeur	0,097074	0,0000	0,0000	1,0000
Age_moyen_de_sortie	62,270	62,200	59,200	68,200
VARIABLE	ÉCART TYPE	C.V.	ASYMÉTRIE	APLATISSEMENT
Age	3,7891	0,067105	-0,17665	-0,30569
sq_Age	425,77	0,13294	-0,011008	-0,42696
Genre_masculin	0,49794	1,0956	0,18282	-1,9666
Nationalité_etrangere	0,30585	2,9283	2,5867	4,6911
Stat_marital_marie	0,44216	0,60283	-1,0561	-0,88468
Region_rurale_petite_ville	0,49179	0,83308	-0,36736	-1,8650
Niveau_educ_2	0,34240	2,5246	2,1284	2,5303
Niveau_educ_3	0,49011	1,2223	0,40411	-1,8367
Niveau_educ_4	0,23626	3,9818	3,7305	11,916
Niveau_educ_5_6	0,46628	1,4596	0,77445	-1,4002
Nb_enfants	1,2012	0,58520	0,64482	1,3527
Etat_sante_excellent	0,33290	2,6228	2,2414	3,0240
Etat_sante_tres_bon	0,44884	1,6050	0,98190	-1,0359
Etat_sante_bon	0,48590	1,2719	0,48559	-1,7642
Nb_maladies_chroniques	0,87921	1,4086	1,5722	2,6306

Qualite_de_vie	5,5963	0,14441	-0,66503	0,23694
Test_orientation	0,26153	0,066421	-4,6217	25,275
Test_numerique	1,0753	0,24059	-2,4020	5,5761
Distance_sortie	3,6148	0,62273	0,42635	-0,15634
Situation_marche_travail_emploi	0,29607	0,32790	-2,7219	5,4090
Employe	0,49993	1,0187	0,037008	-1,9986
Fonctionnaire	0,45207	1,5787	0,94520	-1,1066
Independant	0,33166	2,6360	2,2565	3,0918
Chômeur	0,29607	3,0499	2,7219	5,4090
Age moyen de sortie	2,0112	0,032299	0,49901	-0,22599

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des statistiques descriptives utilisées lors du traitement de la base de données.
Sources : SHARES, vague 6 et OCDE 2015

Graphique 1. Matrice de corrélation



Notes : Graphique de la matrice de corrélation réalisée sur base du coefficient de corrélation
Sources : « calculs des auteurs »

Tableau 2. Matrice de corrélation

Coefficient de corrélation utilisant les observations 1 – 13567

Age	Age_carre	Genre_masculin	Nationalite_etrangere	Stat_marital_marrie	
1,0000	0,9991	0,1403	0,0058	-0,0158	Age
	1,0000	0,1383	0,0068	-0,0147	Age_carre
		1,0000	-0,0058	0,0480	Genre_masculin
			1,0000	0,0222	Nationalite_etrangere
				1,0000	Stat_marital_marrie
Region_rurale_petite_ville	Niveau_educ_2	Niveau_educ_3	Niveau_educ_4	Niveau_educ_5_6	
-0,0261	0,0011	-0,0348	0,0349	0,0048	Age
-0,0261	0,0004	-0,0350	0,0359	0,0055	Age_carre
0,0069	0,0206	0,0183	-0,0162	-0,0374	Genre_masculin
-0,1036	-0,0149	-0,0483	0,0295	0,0281	Nationalite_etrangere
0,0517	-0,0066	-0,0034	-0,0123	-0,0028	Stat_marital_marrie
1,0000	0,0599	0,0748	0,0068	-0,1172	Region_rurale_petite_ville
	1,0000	-0,3241	-0,0995	-0,2714	Niveau_educ_2
		1,0000	-0,2055	-0,5605	Niveau_educ_3
			1,0000	-0,1721	Niveau_educ_4
				1,0000	Niveau_educ_5_6

Nb_enfants	Etat_sante_excellent	Etat_sante_tres_bon	Etat_sante_bon	Nb_maladies_chroniques	
0,0354	-0,0450	-0,0439	0,0194	0,1387	Age
0,0374	-0,0429	-0,0437	0,0183	0,1383	Age_carre
-0,0103	-0,0029	0,0025	0,0102	0,0706	Genre_masculin
0,0225	-0,0223	-0,0485	0,0112	0,0405	Nationalite_etrangere
0,1611	0,0215	0,0268	0,0029	-0,0006	Stat_marital_marie
0,0659	-0,0354	-0,0276	0,0365	-0,0119	Region_rurale_petite_ville
-0,0228	-0,0489	-0,0439	0,0235	0,0410	Niveau_educ_2
-0,0045	-0,0305	-0,0373	0,0309	0,0049	Niveau_educ_3
-0,0069	-0,0283	-0,0133	0,0131	-0,0065	Niveau_educ_4
0,0186	0,1030	0,1078	-0,0549	-0,0721	Niveau_educ_5_6
1,0000	0,0402	0,0007	-0,0292	0,0050	Nb_enfants
	1,0000	-0,2376	-0,2998	-0,1669	Etat_sante_excellent
		1,0000	-0,4899	-0,1635	Etat_sante_tres_bon
			1,0000	0,0116	Etat_sante_bon
				1,0000	Nb_maladies_chroniques

Qualite_de_vie	Test_orientation	Test_numerique	Distance_sortie	Situation_marche_travail_emploi	
0,0369	0,0142	0,0102	-0,8534	-0,0211	Age
0,0382	0,0144	0,0100	-0,8486	-0,0202	Age_carre
0,0111	-0,0437	0,0428	-0,0253	-0,0142	Genre_masculin
-0,0404	-0,0021	-0,0627	0,0205	-0,0329	Nationalite_etrangere
0,0728	0,0164	0,0045	0,0284	0,0535	Stat_marital_marie
0,0800	-0,0068	0,0040	0,0106	0,0261	Region_rurale_petite_ville
-0,0798	-0,0353	-0,0880	-0,0338	-0,0846	Niveau_educ_2
-0,0044	0,0037	0,0331	0,0279	0,0199	Niveau_educ_3
0,0193	0,0267	0,0361	0,0422	0,0381	Niveau_educ_4
0,1510	0,0388	0,1381	-0,0108	0,1221	Niveau_educ_5_6
0,0280	-0,0153	-0,0164	0,0143	0,0214	Nb_enfants
0,1968	0,0091	0,0350	0,0631	0,0547	Etat_sante_excellent
0,1502	0,0379	0,0835	0,0225	0,0640	Etat_sante_tres_bon
-0,0218	0,0077	0,0047	-0,0492	0,0098	Etat_sante_bon
-0,1468	-0,0286	-0,0609	-0,1172	-0,0799	Nb_maladies_chroniques
1,0000	0,0564	0,1317	-0,0060	0,2111	Qualite_de_vie
	1,0000	0,1249	-0,0093	0,0634	Test_orientation
		1,0000	-0,0148	0,1405	Test_numerique
			1,0000	0,0420	Distance_sortie
				1,0000	Situation_marche_travail_emploi

				AGE_MOYEN_SORTIE	
				0,3501	Age
				0,3570	Age_carre
				0,2189	Genre_masculin
				0,0478	Nationalite_etrangere
				0,0212	Stat_marital_marie
				-0,0300	Region_rurale_petite_ville
				-0,0586	Niveau_educ_2
				-0,0154	Niveau_educ_3
				0,1415	Niveau_educ_4
				-0,0103	Niveau_educ_5_6
				0,0924	Nb_enfants
				0,0285	Etat_sante_excellent
				-0,0423	Etat_sante_tres_bon
				-0,0518	Etat_sante_bon
				0,0507	Nb_maladies_chroniques
				0,0588	Qualite_de_vie
				0,0099	Test_orientation
				-0,0075	Test_numerique
				0,1895	Distance_sortie
				0,0356	Situation_marche_travail_emploi
				1,0000	AGE_MOYEN_SORTIE

Notes : Matrice de corrélation réalisée sur base du coefficient de corrélation. 5% valeur critique (bilatéral) = 0,0168 pour n = 13567.

Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 2 – Résultats régression logistique Logit

Tableau 3. Résultats régression logistique Logit : significativité

Logit utilisant les observations 1-13567					
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	Z	P.CRITIQUE	
Const	-6,76347	1,05876	-6,388	<0,0001	***
Age	0,0436322	0,0162305	2,688	0,0072	***
Genre_masculin	-0,149311	0,0634746	-2,352	0,0187	**
Nationalite_etrang-ere	-0,222962	0,0930013	-2,397	0,0165	**
Stat_marital_marie	0,319207	0,0667923	4,779	<0,0001	***
Region_rurale_petite_ville	0,138232	0,0631350	2,189	0,0286	**
Niveau_educ_2	0,406375	0,0980800	4,143	<0,0001	***
Niveau_educ_3	0,890897	0,0887001	10,04	<0,0001	***
Niveau_educ_4	1,40052	0,179025	7,823	<0,0001	***
Niveau_educ_5_6	1,48726	0,107550	13,83	<0,0001	***
Nb_enfants	0,0337417	0,0253209	1,333	0,1827	
Etat_sante_excellent	0,387645	0,129858	2,985	0,0028	***
Etat_sante_tres_bon	0,357683	0,0936863	3,818	0,0001	***
Etat_sante_bon	0,269412	0,0770244	3,498	0,0005	***
Nb_maladies_chroniques	-0,0625589	0,0332727	-1,880	0,0601	*
Qualite_de_vie	0,0812329	0,00547536	14,84	<0,0001	***
Test_orientation	0,279603	0,0940543	2,973	0,0030	***
Test_numerique	0,153137	0,0236008	6,489	<0,0001	***
Distance_sortie	0,0776200	0,0167478	4,635	<0,0001	***
Moy. var. dép.	0,902926		Ec. Type var. dép.		0,296069
R2 de McFadden	0,121692		R2 ajusté		0,117296
Log de vraisemblance	-3796,505		Critère d'Akaike		7631,010
Critère de Schwarz	7773,803		Hannan-Quinn		7678,621
Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression logit en fonction de p-valeur Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne. Nombre de cas « correctement prédits » = 12260 (90,4%) F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296 Test du ratio de vraisemblance ; Chi-deux (18) = 1052,03 [0,0000] ***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10% les variables sont statistiquement significatives. Sources : « calculs des auteurs »					

Tableau 4. Résultats régression logistique Logit : effets marginaux

Logit utilisant les observations 1-13567				
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	Z	PENTE
Const	-6,76347	1,05876	-6,388	
Age	0,0436322	0,0162305	2,688	0,00290254
Genre_masculin	-0,149311	0,0634746	-2,352	-0,00999613
Nationalite_etrangere	-0,222962	0,0930013	-2,397	-0,0160065
Stat_marital_marie	0,319207	0,0667923	4,779	0,0226811
Region_rurale_petite_ville	0,138232	0,0631350	2,189	0,00929877
Niveau_educ_2	0,406375	0,0980800	4,143	0,0238854
Niveau_educ_3	0,890897	0,0887001	10,04	0,0560604
Niveau_educ_4	1,40052	0,179025	7,823	0,0571320
Niveau_educ_5_6	1,48726	0,107550	13,83	0,0831385
Nb_enfants	0,0337417	0,0253209	1,333	0,00224460
Etat_sante_excellent	0,387645	0,129858	2,985	0,0228442
Etat_sante_tres_bon	0,357683	0,0936863	3,818	0,0223058
Etat_sante_bon	0,269412	0,0770244	3,498	0,0174717
Nb_maladies_chroniques	-0,0625589	0,0332727	-1,880	-0,00416160
Qualite_de_vie	0,0812329	0,00547536	14,84	0,00540385
Test_orientation	0,279603	0,0940543	2,973	0,0186000
Test_numerique	0,153137	0,0236008	6,489	0,0101871
Distance_sortie	0,0776200	0,0167478	4,635	0,00516350
Moy.var.dép.	0,902926		Ec. type var. dép.	0,296069
R2 de McFadden	0,121692		R2 ajusté	0,117296
Log de vraisemblance	-3796,505		Critère d'Akaike	7631,010
Critère de Schwarz	7773,803		Hannan-Quinn	7678,621
Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats des effets marginaux (logit en fonction de la pente)				
Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.				
Pente évaluée à la moyenne				
Nombre de cas « correctement prédits » = 12260 (90,4%)				
F(beta*x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296				
Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (18) = 1052,03 [0,0000]				
Sources : « calculs des auteurs »				

ANNEXE 3 – Résultats régression du modèle Probit

Tableau 5. Résultats régression Probit : significativité

Logit utilisant les observations 1-13567					
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	Z	P.CRITIQUE	
Const	-3,66030	0,559620	-6,541	<0,0001	***
Age	0,0246263	0,00851045	2,894	0,0038	***
Genre_masculin	-0,0713585	0,0329956	-2,163	0,0306	**
Nationalite_étrangere	-0,123372	0,0493067	-2,502	0,0123	**
Stat_marital_marie	0,161052	0,0350944	4,589	<0,0001	***
Region_rurale_petite_ville	0,0657434	0,0328608	2,001	0,0454	**
Niveau_educ_2	0,235730	0,0556046	4,239	<0,0001	***
Niveau_educ_3	0,495434	0,0496493	9,979	<0,0001	***
Niveau_educ_4	0,737027	0,0887055	8,309	<0,0001	***
Niveau_educ_5_6	0,777500	0,0563716	13,79	<0,0001	***
Nb_enfants	0,0198047	0,0130649	1,516	0,1296	
Etat_sante_excellent	0,200803	0,0651424	3,083	0,0021	***
Etat_sante_tres_bon	0,184025	0,0486064	3,786	0,0002	***
Etat_sante_bon	0,144676	0,0412473	3,508	0,0005	***
Nb_maladies_chroniques	-0,0338740	0,0178717	-1,895	0,0580	*
Qualite_de_vie	0,0433259	0,00291010	14,89	<0,0001	***
Test_orientation	0,156764	0,0520969	3,009	0,0026	***
Test_numerique	0,0864023	0,0131467	6,572	<0,0001	***
Distance_sortie	0,0425195	0,00879350	4,835	<0,0001	***
Moy. var. dép.	0,902926		Ec. Type var. dép.		0,296069
R2 de McFadden	0,122338		R2 ajusté		0,117942
Log de vraisemblance	-3793,712		Critère d'Akaike		7625,425
Critère de Schwarz	7768,217		Hannan-Quinn		7673,035
Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression probit en fonction de p-valeur Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne. Pente évaluée à la moyenne Nombre de cas « correctement prédits » = 12258 (90,4%) F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296 Test du ratio de vraisemblance ; chi-deux (18) = 1057,61 [0,0000] Test pour la normalité des résidus : hypothèse nulle, l'erreur est distribuée selon une loi normale Statistique de test : Chi-deux (2) = 1,14238 Avec p.critique = 0,564852 ***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10% les variables sont statistiquement significatives. Sources : « calculs des auteurs »					

Tableau 6. Résultats régression du modèle Probit : effets marginaux

Logit utilisant les observations 1-13567				
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	z	PENTE
Const	-3,66030	0,559620	-6,541	
Age	0,0246263	0,00851045	2,894	0,00345630
Genre_masculin	-0,0713585	0,0329956	-2,163	-0,0100646
Nationalite_étrangere	-0,123372	0,0493067	-2,502	-0,0185698
Stat_marital_marie	0,161052	0,0350944	4,589	0,0238746
Region_rurale_petite_ville	0,0657434	0,0328608	2,001	0,00930827
Niveau_educ_2	0,235730	0,0556046	4,239	0,0292046
Niveau_educ_3	0,495434	0,0496493	9,979	0,0655013
Niveau_educ_4	0,737027	0,0887055	8,309	0,0642706
Niveau_educ_5_6	0,777500	0,0563716	13,79	0,0914790
Nb_enfants	0,0198047	0,0130649	1,516	0,00277960
Etat_sante_excellent	0,200803	0,0651424	3,083	0,0252750
Etat_sante_tres_bon	0,184025	0,0486064	3,786	0,0243790
Etat_sante_bon	0,144676	0,0412473	3,508	0,0198273
Nb_maladies_chroniques	-0,0338740	0,0178717	-1,895	-0,0047542
Qualite_de_vie	0,0433259	0,00291010	14,89	0,00608080
Test_orientation	0,156764	0,0520969	3,009	0,0220018
Test_numerique	0,0864023	0,0131467	6,572	0,0121266
Distance_sortie	0,0425195	0,00879350	4,835	0,00596762
Moy.var.dép.	0,902926	Ec.type var.dép.		0,296069
R2 de McFadden	0,122338	R2 ajusté		0,117942
Log de vraisemblance	-3793,712	Critère d'Akaike		7625,425
Critère de Schwarz	7768,217	Hannan-Quinn		7673,035
<p>Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression probit en fonction de la pente Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne. Pente évaluée à la moyenne Nombre de cas « correctement prédits » = 12258 (90,4%) F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296 Test du ratio de vraisemblance ; chi-deux (18) = 1057,61 [0,0000] Test pour la normalité des résidus : hypothèse nulle, l'erreur est distribuée selon une loi normale Statistique de test : Chi-deux (2) = 1,14238 Avec p.critique = 0,564852 Sources : « calculs des auteurs »</p>				

ANNEXE 4 – Régression Logit modèle contraint (constante comme seul régresseur)

Tableau 7. Régression Logit modèle contraint : significativité

Logit utilisant les observations 1-13567					
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	Z	P.CRITIQUE	
Const	2,23017	0,0289989	76,91	<0,0001	***
Moy. var. dép.	0,902926		Ec. Type var. dép.		0,296069
R2 de McFadden	0,000000		R2 ajusté		NA
Log de vraisemblance	-4322,520		Critère d'Akaike		8647,040
Critère de Schwarz	8654,555		Hannan-Quinn		8649,545
Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression du modèle contraint en fonction de p-valeur Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne. Nombre de cas « correctement prédits » = 12250 (90,3%) F(beta*x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296 ***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10% les variables sont statistiquement significatives. Sources : « calculs des auteurs »					

Tableau 8. Régression Logit modèle contraint : effets marginaux

Logit utilisant les observations 1-13567				
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	Z	Pente
Const	2,23017	0,0289989	76,91	
Moy. var. dép.	0,902926	Ec. Type var. dép.		0,296069
R2 de McFadden	0,000000	Ré ajusté		NA
Log de vraisemblance	-4322,520	Critère d'Akaike		8647,040
Critère de Schwarz	8654,555	Hannan-Quinn		8649,545
Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression du modèle contraint Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne. Pente évaluée à la moyenne Nombre de cas « correctement prédits » = 12250 (90,3%) F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296 Sources : « calculs des auteurs »				

ANNEXE 5 – Fréquences et tableau de contingence

Tableau 9. Fréquence situation-marché-travail-emploi

Logit utilisant les observations 1-13567

	FREQUENCE	REL.	CUM.
0	1317	9,71%	9,71%
1	12250	90,29%	100,00%

Notes : Ce tableau regroupe les résultats de distribution de fréquence pour la situation marché travail emploi

Sources : « calculs des auteurs »

Tableau 10. Fréquence genre masculin

Logit utilisant les observations 1-13567

	FREQUENCE	REL.	CUM.
0	7401	54,55%	54,55%
1	6166	45,45%	100,00%

Notes : Ce tableau regroupe les résultats de distribution de fréquence pour le genre masculin

Sources : « calculs des auteurs »

Tableau 11. Fréquence distance sortie

Logit utilisant les observations 1-13567

INTERVALLE	PT.CENTRAL	FREQUENCE	REL.	CUM.
< -0,77321	-1,2000	86	0,63%	0,63%
-0,77321 - 0,080357	-0,34643	255	1,88%	2,51%
0,080357 - 0,93393	0,50714	908	6,69%	9,21%
0,93393 - 1,7875	1,3607	758	5,59%	14,79%
1,7875 - 2,6411	2,2143	906	6,68%	21,47%
2,6411 - 3,4946	3,0679	1062	7,83%	29,30%
3,4946 - 4,3482	3,9214	1199	8,84%	38,14%
4,3482 - 5,2018	4,7750	1230	9,07%	47,20%
5,2018 - 6,0554	5,6286	989	7,29%	54,49%
6,0554 - 6,9089	6,4821	1256	9,26%	63,75%
6,9089 - 7,7625	7,3357	830	6,12%	69,87%
7,7625 - 8,6161	8,1893	893	6,58%	76,45%
8,6161 - 9,4696	9,0429	941	6,94%	83,39%
9,4696 - 10,323	9,8964	725	5,34%	88,73%
10,323 - 11,177	10,750	505	3,72%	92,45%
11,177 - 12,030	11,604	379	2,79%	95,25%
12,030 - 12,884	12,457	235	1,73%	96,98%
12,884 - 13,738	13,311	154	1,14%	98,11%
13,738 - 14,591	14,164	70	0,52%	98,63%
14,591 - 15,445	15,018	70	0,52%	99,14%
15,445 - 16,298	15,871	43	0,32%	99,46%
16,298 - 17,152	16,725	23	0,17%	99,63%
17,152 - 18,005	17,579	27	0,20%	99,83%
18,005 - 18,859	18,432	9	0,07%	99,90%
18,859 - 19,713	19,286	11	0,08%	99,98%
19,713 - 20,566	20,139	1	0,01%	99,99%
20,566 - 21,420	20,993	1	0,01%	99,99%
21,420 - 22,273	21,846	0	0,00%	99,99%
≥ 22,273	22,700	1	0,01%	100,00%

Notes : Ce tableau regroupe les résultats de distribution de fréquence pour la distance à la sortie
nombre de classe = 29, moyenne = 5,8048 et écart-type = 3,61482

Sources : « calculs des auteurs »

Tableau 12. Fréquence pour la Belgique

Logit utilisant les observations 1-13567

	FREQUENCE	REL.	CUM.
0	12215	90,03%	90,03%
1	1352	9,97%	100,00%

Notes : Ce tableau regroupe les résultats de distribution de fréquence pour la Belgique

Sources : « calculs des auteurs »

Tableau 13. Fréquence pour âge moyen de sortie

Logit utilisant les observations 1-13567

INTERVALLE	PT.CENTRAL	FREQUENCE	REL.	CUM.
< 59,361	59,200	184	1,36%	1,36%
59,361 - 59,682	59,521	1165	8,59%	9,94%
59,682 - 60,004	59,843	902	6,65%	16,59%
60,004 - 60,325	60,164	1054	7,77%	24,36%
60,325 - 60,646	60,486	904	6,66%	31,02%
60,646 - 60,968	60,807	390	2,87%	33,90%
60,968 - 61,289	61,129	0	0,00%	33,90%
61,289 - 61,611	61,450	0	0,00%	33,90%
61,611 - 61,932	61,771	1914	14,11%	48,01%
61,932 - 62,254	62,093	428	3,15%	51,16%
62,254 - 62,575	62,414	180	1,33%	52,49%
62,575 - 62,896	62,736	2098	15,46%	67,95%
62,896 - 63,218	63,057	310	2,28%	70,24%
63,218 - 63,539	63,379	0	0,00%	70,24%
63,539 - 63,861	63,700	1136	8,37%	78,61%
63,861 - 64,182	64,021	0	0,00%	78,61%
64,182 - 64,504	64,343	1643	12,11%	90,72%
64,504 - 64,825	64,664	0	0,00%	90,72%
64,825 - 65,146	64,986	0	0,00%	90,72%
65,146 - 65,468	65,307	0	0,00%	90,72%
65,468 - 65,789	65,629	691	5,09%	95,81%
65,789 - 66,111	65,950	169	1,25%	97,06%
66,111 - 66,432	66,271	0	0,00%	97,06%
66,432 - 66,754	66,593	146	1,08%	98,14%
66,754 - 67,075	66,914	0	0,00%	98,14%
67,075 - 67,396	67,236	0	0,00%	98,14%
67,396 - 67,718	67,557	121	0,89%	99,03%
67,718 - 68,039	67,879	0	0,00%	99,03%
≥ 68,039	68,200	132	0,97%	100,00%

Notes : Ce tableau regroupe les résultats de distribution de fréquence pour l'âge moyen de sortie

nombre de classes = 29, moyenne = 62,2698 et écart-type = 2,01123

Sources : « calculs des auteurs »

Tableau 14. Nombre d'observations par pays

Autriche	423
Belgique	1352
République Tchèque	700
Danemark	1424
Estonie	1269
France	766
Allemagne	1348
Grèce	859
Israël	278
Italie	1068
Luxembourg	336
Pologne	344
Portugal	290
Slovénie	691
Espagne	879
Suède	784
Suisse	756
Notes : ce tableau regroupe le nombre d'observations par pays	
Sources : SHARES, vagues 6 et OCDE 2015	

Tableau 15. Tableau de contingence – fréquence des variables en pourcentage

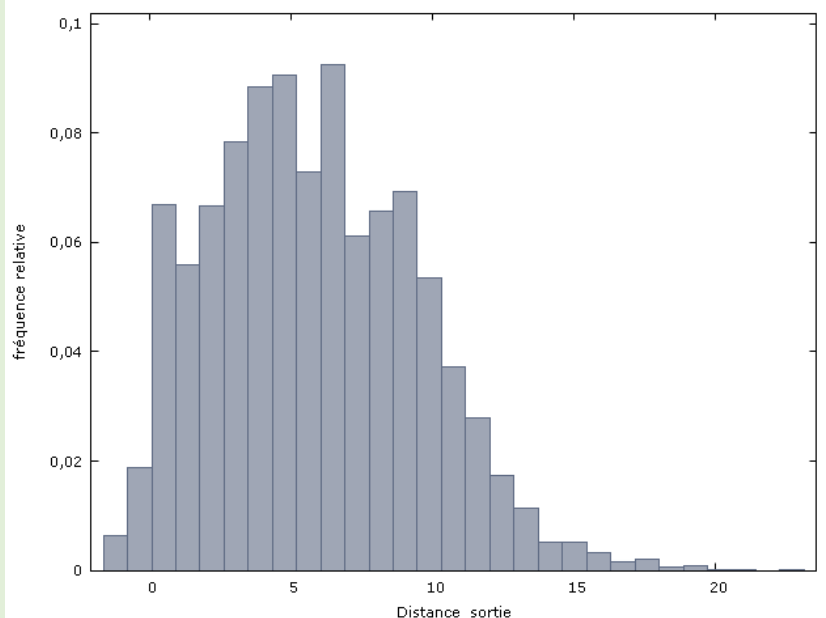
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE AGE	FREQUENCE
45	44	0,32%
46	62	0,46%
47	82	0,60%
48	103	0,76%
49	140	1,03%
50	206	1,52%
51	687	5,06%
52	754	5,56%
53	1026	7,56%
54	1121	8,26%
55	1274	9,39%
56	1277	9,41%
57	1211	8,93%
58	1267	9,34%
59	1186	8,74%
60	1018	7,50%
61	822	6,06%
62	646	4,76%
63	343	2,53%
64	209	1,54%
65	89	0,66%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE AGE CARRE	FREQUENCE
2025	44	0,32%
2116	62	0,46%
2209	82	0,60%
2304	103	0,76%
2401	140	1,03%
2500	206	1,52%
2601	687	5,06%
2704	754	5,56%
2809	1026	7,56%
2916	1121	8,26%
3025	1274	9,39%
3136	1277	9,41%
3249	1211	8,93%
3364	1267	9,34%
3481	1186	8,74%
3600	1018	7,50%
3721	822	6,06%
3844	646	4,76%
3969	343	2,53%

4096	209	1,54%
4225	89	0,66%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE NATIONALITE ETRANGERE	FREQUENCE
0	12150	89,56%
1	1417	10,44%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE STAT MARITAL MARIE	FREQUENCE
0	3616	26,65%
1	9951	73,35%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE REGION RURALE PETITE VILLE	FREQUENCE
0	5558	40,97%
1	8009	59,03%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE NIVEAU EDUC 2	FREQUENCE
0	11727	86,44%
1	1840	13,56%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE NIVEAU EDUC 3	FREQUENCE
0	8127	59,90%
1	5440	40,10%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE NIVEAU EDUC 4	FREQUENCE
0	12762	94,07%
1	805	5,93%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE NIVEAU EDUC 5_6	FREQUENCE
0	9233	68,05%
1	4334	31,95%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE NB D'ENFANT	FREQUENCE
0	1332	9,82%
1	2478	18,26%
2	5917	43,61%
3	2512	18,52%
4	854	6,29%
5	313	2,31%
6	107	0,79%
7	54	0,40%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE ETAT SANTE EXCELLENT	FREQUENCE
0	11845	87,31%
1	1722	12,69%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE ETAT SANTE TRES BON	FREQUENCE
0	9773	72,04%
1	3794	27,96%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE ETAT SANTE BON	FREQUENCE
0	8384	61,80%
1	5183	38,20%
Total général	13567	100,00%

ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE NB DE MALADIES CHRONIQUES	FREQUENCE
0	7807	57,54%
1	3799	28,00%
2	1382	10,19%
3	436	3,21%
4	121	0,89%
5	20	0,15%
6	1	0,01%
7	1	0,01%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE QUALITE DE VIE	FREQUENCE
12	3	0,02%
13	1	0,01%
14	1	0,01%
15	5	0,04%
17	4	0,03%
18	6	0,04%
19	9	0,07%
20	11	0,08%
21	28	0,21%
22	22	0,16%
23	35	0,26%
24	49	0,36%
25	80	0,59%
26	103	0,76%
27	146	1,08%
28	168	1,24%
29	206	1,52%
30	310	2,28%
31	348	2,57%
32	429	3,16%
33	477	3,52%
34	521	3,84%
35	639	4,71%
36	659	4,86%
37	792	5,84%
38	826	6,09%
39	907	6,69%
40	924	6,81%
41	977	7,20%
42	952	7,02%
43	965	7,11%
44	877	6,46%
45	835	6,15%
46	570	4,20%
47	354	2,61%
48	328	2,42%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE TEST ORIENTATION	FREQUENCE
1	9	0,07%
2	39	0,29%
3	744	5,48%
4	12775	94,16%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE TEST NUMERIQUE	FREQUENCE
0	232	1,71%
1	315	2,32%
2	319	2,35%
3	986	7,27%
4	1852	13,65%
5	9863	72,70%
Total général	13567	100,00%
Notes : Tableau de contingence reprenant toutes les fréquences en pourcentage des variables		
Sources : « Calculs des auteurs »		

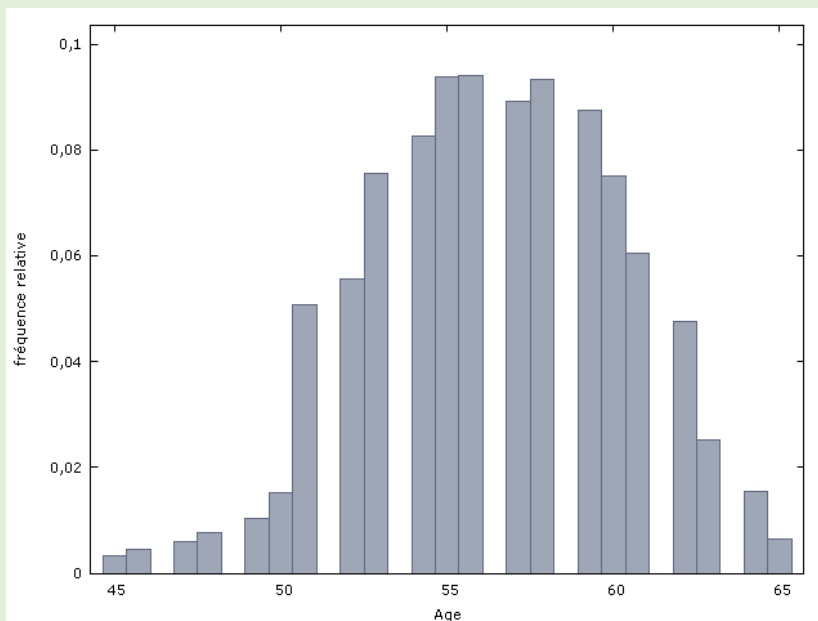
ANNEXE 6 – Histogrammes

Graphique 2. Histogramme distance sortie



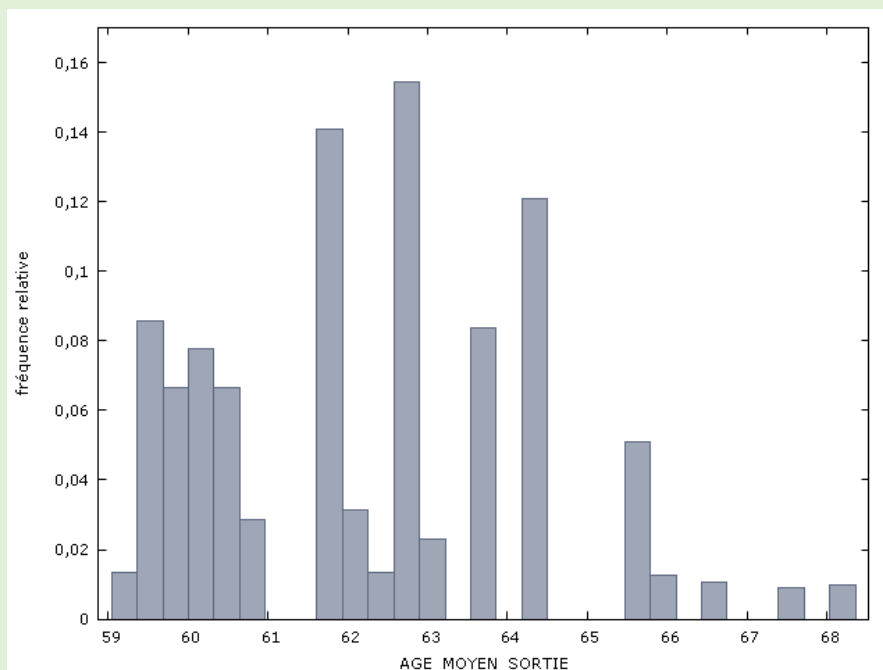
Notes : Graphique représentant la fréquence relative par rapport à la distance à la sortie
Sources : « calculs des auteurs »

Graphique 3. Histogramme des âges



Notes : Histogramme représentant la fréquence relative par rapport à l'âge
Sources : « calculs des auteurs »

Graphique 4. Histogramme âge moyen de sortie



Notes : Histogramme représentant la fréquence relative par rapport à l'âge moyen de sortie

Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 7 – Explications des données et variables

La base de données SHARE : il s'agit d'une enquête longitudinale réalisée auprès d'individus de 45 ans et plus dans plusieurs pays européens. Le projet SHARE est supervisé par des chercheurs et des universités. Il constitue une infrastructure internationale reconnue par la communauté européenne. L'enquête commencée en 2004 compte actuellement six vagues. Nos données sont extraites de la vague six et portent sur l'année 2015. Il s'agit de données microéconomiques provenant de 17 pays européens : l'Autriche, la Belgique, la Pologne, le Danemark, Israël, l'Italie, l'Espagne, la Suède, la République Tchèque, l'Allemagne, la France, le Luxembourg, le Portugal, la Slovaquie, la Suisse, la Grèce et l'Estonie.

L'enquête SHARE accorde une attention toute particulière à l'harmonisation des mesures utilisées pour collecter des données. Les instruments utilisés sont les mêmes dans chaque pays, ce qui permet d'effectuer des comparaisons.

Le niveau d'éducation : les différents niveaux de formations sont classés selon la norme internationale type de l'éducation de 1997 (International Standard Classification of Education – ISCED). Sont distingués :

- Le niveau ISCED 0 correspond à l'enseignement pré-primaire (maternelle)
- Le niveau ISCED 1 correspond à l'enseignement primaire
- Le niveau ISCED 2 correspond à l'enseignement secondaire de type inférieur
- Le niveau ISCED 3 correspond à l'enseignement secondaire de type supérieur

- Le niveau ISCED 4 correspond à l'enseignement post secondaire non supérieur (haute école)
- Le niveau ISCED 5 correspond au premier cycle de l'enseignement supérieur (master)
- Le niveau ISCED 6 correspond au deuxième cycle de l'enseignement supérieur (doctorat)

Certaines catégories ISCED ont été regroupées ou supprimées sur base de l'analyse des fréquences de la série de données pour faciliter l'interprétation des résultats et l'obtention de variables significatives avec un nombre d'effectifs correct. Ainsi les catégories ISCED 0, 1 et ISCED 2 ont été regroupées, ainsi que les catégories ISCED 5 et ISCED 6. Les répondants dont le niveau d'éducation correspond à la catégorie « autre », ainsi que les individus toujours aux études ont été supprimés de l'échantillon.

Le statut conjugal : les données sont classées selon 6 catégories :

- Marié et vivant avec son conjoint
- Marié et séparé de son conjoint
- Jamais marié
- Veuf/veuve
- Cohabitant
- Divorcé

La qualité de vie : l'échelle « CASP 12 » mesure la qualité de vie. La qualité de vie intègre plusieurs concepts qui sont : le bien-être, l'autonomie, le degré de satisfaction de la vie et la réalisation de soi. L'échelle de notation varie de 12 à 48. L'Organisation Mondiale de la Santé (1994) la définit comme : *« la perception qu'un individu a de sa place dans la vie, dans le contexte de la culture et du système de valeurs dans lequel il vit, en relation avec ses objectifs, ses attentes, ses normes et ses inquiétudes. C'est un concept très large qui peut être influencé de manière complexe par la santé physique du sujet, son état psychologique et son niveau d'indépendance, ses relations sociales et sa relation aux éléments essentiels de son environnement. »*²⁶

Test d'orientation : cette variable indique le score obtenu au test d'orientation. Ce score varie de mauvais (0) à bon (4). Il est demandé au répondant d'identifier l'année, le mois, le jour et la semaine durant laquelle l'interview se déroule.

Test numérique : ce test fournit des informations sur les compétences en mathématiques du répondant. Plus précisément, il s'agit des compétences relatives aux soustractions. Le score varie de mauvais (0) à bon (5).

Ces deux dernières variables ont été ajoutées sur base d'une intuition économique selon laquelle, les capacités cognitives des individus diminuent avec l'âge. Or, la demande en capacité cognitives des entreprises augmente sans cesse, notamment à cause du progrès technologique (Levasseur, 2008).

²⁶ Psychomédia (1996) Qualité de vie. Canada. En ligne : <http://www.psychomedia.qc.ca/lexique/definition/qualite-de-vie>, consulté le 20 mars 2019.

ANNEXE 8 – Calcul des odds ratio

Odds ratio pour la variable « âge »

Deux tranches d'âge :

- individus âgés de 45 à 54 ans (groupe 1)
- individus âgés de 55 à 65 ans (groupe 2)

	Groupe 1 45 -54 ans	Groupe 2 55 - 65 ans	
Emploi	3.871	8.379	12.250
Chômage	354	963	1.317
	4.225	9.342	13.567

Odds du groupe 1 = $3.871/354 = 10,94$

Odds du groupe 2 = $8.379/963 = 8,70$

Odds ratio = $10,94/8,70 = \mathbf{1,26}$

Odds ratio pour la variable « genre »

	Groupe 1 Femme	Groupe 2 Homme	
Emploi	6.711	5.539	12.250
Chômage	690	627	1.317
	7.401	6.166	13.567

Ods du groupe 1 = $6.711/690 = 9,73$

Ods du groupe 2 = $5.539/627 = 8,83$

Ods ratio = $9,73/8,83 = \mathbf{1,10}$